Universidade Federal de Pernambuco
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Ciências Administrativas
Programa de Pós-Graduação em Administração – PROPAD

Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira

Estratégias de Hedging para a Fruticultura Exportadora Brasileira

Recife, 2015

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

CLASSIFICAÇÃO DE ACESSO A TESES E DISSERTAÇÕES

Considerando a natureza das informações e compromissos assumidos com suas fontes, o acesso a monografias do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Pernambuco é definido em três graus:

- "Grau 1": livre (sem prejuízo das referências ordinárias em citações diretas e indiretas);
- "Grau 2": com vedação a cópias, no todo ou em parte, sendo, em consequência, restrita a consulta em ambientes de biblioteca com saída controlada;
- "Grau 3": apenas com autorização expressa do autor, por escrito, devendo, por isso, o texto, se confiado a bibliotecas que assegurem a restrição, ser mantido em local sob chave ou custódia.

A classificação desta tese se encontra, abaixo, definida por seu autor.

Solicita-se aos depositários e usuários sua fiel observância, a fim de que se preservem as condições éticas e operacionais da pesquisa científica na área da administração.

Título da Tese: Estratégias de Hedging para a Fruticultura Exportadora Brasileira.

Nome do Autor: Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira

Data da aprovação: 18/08/2015

Classificação, conforme especificação acima:

Grau 1 ■

Grau 2 ☐

Grau 3 ☐

Recife, 18 de Agosto de 2015.

Assinatura do autor

Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira

Estratégias de Hedging para a Fruticultura Exportadora Brasileira

Orientadora: Joséte Florencio dos Santos, Dra.

Tese apresentada como requisito complementar para obtenção do grau de Doutor em Administração, na área de concentração em Gestão Organizacional, do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Pernambuco.

Recife, 2015

Catalogação na Fonte
Bibliotecário Renato Marques CRB5-1458

O48e

Oliveira, Abdinardo Moreira Barreto de
Estratégias de hedging para a fruticultura exportadora brasileira / Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira. - Recife, 2015.
280 f : il. 32 cm.

Orientadora: Profª. Dra. Joséte Florencio dos Santos.
Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Pernambuco, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Recife, 2015.
Inclui referências, apêndices e anexos.

1. Mercado de futuros. 2. Estratégias de hedging. 3. Gestão de risco. 4. Fruticultura exportadora. 5. Previsão de preços I. Santos, Joséte Florencio dos (Orientadora). II. Título.

332.64 CDD (22.ed.) UFPE (CSA 2015)

Universidade Federal de Pernambuco
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Ciências Administrativas
Programa de Pós-Graduação em Administração – PROPAD

Estratégias de Hedging para a Fruticultura Exportadora Brasileira

Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira

Tese submetida ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Pernambuco e aprovada em 18 de Agosto de 2015.

Banca Examinadora:

Prof.ª Joséte Florencio dos Santos, Doutora, UFPE (Orientadora)

Prof. Marcos Roberto Gois de Oliveira, Doutor, UFPE (Examinador Interno)

Prof.ª Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli, Doutora, UFJF (Examinadora Externa)

Prof. Aureliano Angel Bressan, Doutor, UFMG (Examinador Externo)

Prof. Paulo Jorge Leitão Adeodato, Doutor, UFPE-CIN (Examinador Externo)

Dedico este trabalho a todos aqueles que, audaciosamente, foram aonde ninguém achava que eles poderiam chegar.

Agradecimentos

Início os meus agradecimentos à minha família, especialmente à minha mãe (Juerila) e irmãos (Theófilo e Isabella), por me ajudarem a ser quem sou.

Ao PROPAD/UFPE e à UNIVASF, por terem disponibilizado um DINTER em Administração para nós que atuamos no ensino superior, no interior do país.

Ao Prof. Dr. Walter Fernando Araújo de Moraes, por ter acreditado e se empenhado para a execução deste DINTER.

À Profa. Dra. Joséte Florencio dos Santos, por ter acreditado e me ajudado no desenvolvimento da minha proposta de tese.

A todos os professores do PROPAD/UFPE que lecionaram no DINTER, trazendo seu importante conhecimento sobre Administração para ser compartilhado entre nós.

À Andréa Pereira de Souza Pinto, pelos anos incríveis que você me proporcionou enquanto esposa.

A todos os meus amigos e companheiros do DINTER, os quais me ajudaram, cada um ao seu modo, a me fazer uma pessoa melhor.

E a todos aqueles quem não pude citar, saibam que estão no meu coração e lhes presto esta homenagem.

Winner never quits. Quitter never wins.
(Anonymous)

Resumo

O objetivo deste estudo foi verificar as configurações nas quais as estratégias de hedging são efetivas na diminuição do risco de preço da fruticultura exportadora brasileira. Tal pesquisa é justificada pela seguinte problema: caso fosse possível os fruticultores serem usuários do mercado de derivativos, não se sabe como as estratégias de hedging seriam configuradas para melhor lhes atenderem. Assim, foram calculados os preços médios mensais US$ FOB/kg entre 1989 e 2013, a partir dos dados fornecidos pelo site AliceWeb2, para as seguintes frutas: manga, melão e uva. Elas foram escolhidas por representarem 62% do valor recebido em dólares e 48% do volume exportado das frutas brasileiras. Foram usados os modelos ARIMA/GARCH para obter os preços futuros e estimar o hedge próprio, e adotados os preços futuros WTI do petróleo para estimar o cross-hedge. Realizaram-se previsões para cada abordagem de hedging empregada no estudo: Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, Dominância Estocástica e VaR/CVaR. Em relação ao hedge próprio, o contrato com vencimento em 07 meses e em posição vendida, pela abordagem BEKK-GARCH, foi o mais efetivo para a manga (H = -0,725; HE = 35,8%); em 06 meses e em posição comprada, pela abordagem U-MEG (ν = 300), foi o mais efetivo para o melão (H = 0,557; HE = 17,9%); e em 06 meses e em posição vendida, pela abordagem U-MEG (ν = 300), foi o mais efetivo para a uva (H = -0,272; HE = 34,8%). Considerando o cross-hedge, o contrato com vencimento em 11 meses e em posição comprada, pela abordagem BEKK-GARCH, foi o mais efetivo, para a manga (H = 0,018; HE = 22%); o contrato com vencimento em 12 meses e em posição vendida, pela abordagem da Variância Mínima, foi o mais efetivo para o melão (H = -0,003; HE = 8,7%); e o contrato com vencimento em 11 meses e em posição vendida, pela abordagem BEKK-GARCH, foi o mais efetivo, para a uva (H = -0,022; HE = 22,1%). Vale ressaltar a dificuldade do cross-hedge a ser feito para o melão, dado os diminutos valores de H a serem realizados em termos práticos, demandando a realização de investigações futuras para melhorar este resultado em particular.

Palavras- Chave: Mercado de futuros. Estratégias de hedging. Gestão de risco. Fruticultura exportadora. Previsão de preços.

Abstract

The objective of this study was to verify the settings in which the hedging strategies are effective in reducing the price risk in the Brazilian export fruits. Such research is justified by the following problem: if it were possible fruit growers are users of the derivatives market, it is not known how hedging strategies would be configured to best meet them. Thus, they were calculated the monthly average prices FOB US$/kg between 1989 and 2013, based on data provided by AliceWeb2 site for the following fruits: mango, melon and grape. They were chosen because they represent 62% of the amount received in dollars and 48% of the exported volume of Brazilian fruits. They were used the ARIMA / GARCH models to get the future prices and estimate the own hedge, and adopted the WTI future price of oil to estimate the cross-hedge. It was conducted estimations for each hedging approach used in the study: Minimum Variance, Mean-Variance, BEKK-GARCH, Stochastic Dominance and VaR/CVaR. Regarding to own hedge, the contract maturing in 07 months and short position by BEKK-GARCH approach was the most effective for mango (H = -0.725; HE = 35.8%); in 06 months and long position, the U-MEG approach (ν = 300), was the most effective for melon (H = 0.557; HE = 17.9%); and 06 months and short position for the U-MEG approach (ν = 300), was the most effective for grape (H = -0.272; HE = 34.8%). Considering the cross-hedge, the contract maturing in 11 months and long position, by BEKK-GARCH approach was the most effective for mango (H = 0.018; HE = 22%); the contract maturing in 12 months and short position, the approach of the Minimum Variance was the most effective for melon (H = -0.003; HE = 8.7%); and the contract maturing in 11 months and short position by BEKK-GARCH approach was the most effective for grape (H = -0.022; HE = 22.1%). It is worth mentioning the difficulty of cross-hedge to be made to the melon, given the tiny H values to be realized in practical terms, which demands the realization of further investigations to improve this particular result.

Keywords: Futures market. Hedging strategies. Risk management. Export fruits. Price forecasting.

Lista de figuras

Figura 1. Relação entre os objetivos geral e específicos da proposta de tese 34
Figura 2. Razão ótima de hedge em função do grau de aversão ao risco 61
Figura 3. Efetividade do hedge em função do grau de aversão ao risco 62
Figura 4. Relação Teta-I 63
Figura 5. Relação Teta-H 63
Figura 6. Relação risco-retorno a partir de valores de i 64
Figura 7. Relação entre teta e HBS a partir de valores de i 65
Figura 8. Representação gráfica da dominância estocástica 67
Figura 9. Representação gráfica da curva de Lorenz 68
Figura 10. Representação gráfica do MEG e H em função de v 70
Figura 11. Relação U/Meg – V 71
Figura 12. Relação H-V 71
Figura 13. Relação HE-V para MEG e U-MEG 72
Figura 14. Relação GSV-Alfa 74
Figura 15. Relação H-Alfa para GSV 74
Figura 16. Relação HE-Alfa para GSV 75
Figura 17. Relação M-GSV – Alfa 75
Figura 18. Relação H-Alfa para M-GSV 75
Figura 19. Relação HE-Alfa para M-GSV 76
Figura 20. VaR a partir da estimação paramétrica 81
Figura 21. VaR numa FDP acumulada empírica do portfólio hedgeado 83
Figura 22. Gráficos das séries de preços mensais de frutas e de petróleo 99
Figura 23. Gráficos das séries de log retorno mensais de frutas e de petróleo 100
Figura 24. VM para a manga (Período 1) 108
Figura 25. VM para a manga (Período 2) 108
Figura 26. VM para a manga (Período 3) 109
Figura 27. VM para a manga (Período 4) 109
Figura 28. VM para o melão (Período 1) 110
Figura 29. VM para o melão (Período 2) 110
Figura 30. VM para o melão (Período 3) 110
Figura 31. VM para o melão (Período 4) 110
Figura 32. VM para a uva (Período 1) 111
Figura 33. VM para a uva (Período 2) 111
Figura 34. VM para a uva (Período 3) 111
Figura 35. VM para a uva (Período 4) 111

Figura 36. HE Período 1 manga (1994-1998) 113
Figura 37. HE Período 2 manga (1999-2003) 113
Figura 38. HE Período 3 manga (2004-2008) 113
Figura 39. HE Período 4 manga (2009-2013) 113
Figura 40. HE Período 1 melão (1994-1998) 114
Figura 41. HE Período 2 melão (1999-2003) 114
Figura 42. HE Período 3 melão (2004-2008) 114
Figura 43. HE Período 4 melão (2009-2013) 114
Figura 44. HE Período 1 uva (1994-1998) 115
Figura 45. HE Período 2 uva (1999-2003) 115
Figura 46. HE Período 3 uva (2004-2008) 115
Figura 47. HE Período 4 uva (2009-2013) 115
Figura 48. CH Período 1 manga (1994-1998) 116
Figura 49. CH Período 2 manga (1999-2003) 116
Figura 50. CH Período 3 manga (2004-2008) 116
Figura 51. CH Período 4 manga (2009-2013) 116
Figura 52. CH Período 1 melão (1994-1998) 117
Figura 53. CH Período 2 melão (1999-2003) 117
Figura 54. CH Período 3 melão (2004-2008) 117
Figura 55. CH Período 4 melão (2009-2013) 117
Figura 56. CH Período 1 uva (1994-1998) 118
Figura 57. CH Período 2 uva (1999-2003) 118
Figura 58. CH Período 3 uva (2004-2008) 118
Figura 59. CH Período 4 uva (2009-2013) 118
Figura 60. CHE Período 1 manga (1994-1998) 119
Figura 61. CHE Período 2 manga (1999-2003) 119
Figura 62. CHE Período 3 manga (2004-2008) 119
Figura 63. CHE Período 4 manga (2009-2013) 119
Figura 64. CHE Período 1 melão (1994-1998) 121
Figura 65. CHE Período 2 melão (1999-2003) 121
Figura 66. CHE Período 3 melão (2004-2008) 121
Figura 67. CHE Período 4 melão (2009-2013) 121
Figura 68. CHE Período 1 uva (1994-1998) 121
Figura 69. CHE Período 2 uva (1999-2003) 121
Figura 70. CHE Período 3 uva (2004-2008) 122
Figura 71. CHE Período 4 uva (2009-2013) 122
Figura 72. MV para a manga (Período 1) 125

Figura 73. MV para a manga (Período 2) 125
Figura 74. MV para a manga (Período 3) 125
Figura 75. MV para a manga (Período 4) 125
Figura 76. MV para o melão (Período 1) 126
Figura 77. MV para o melão (Período 2) 126
Figura 78. MV para o melão (Período 3) 126
Figura 79. MV para o melão (Período 4) 126
Figura 80. FEE do Período 4, vencimento 5 meses, com H ótimo, para o melão 127
Figura 81. MV para a uva (Período 1) 128
Figura 82. MV para a uva (Período 2) 128
Figura 83. MV para a uva (Período 3) 128
Figura 84. MV para a uva (Período 4) 128
Figura 85. FEE do Período 4, vencimento 3 meses, com H ótimo, para a uva 128
Figura 86. MV HE para a manga (Período 1) 129
Figura 87. MV HE para a manga (Período 2) 129
Figura 88. MV HE para a manga (Período 3) 129
Figura 89. MV HE para a manga (Período 4) 129
Figura 90. MV HE para o melão (Período 1) 131
Figura 91. MV HE para o melão (Período 2) 131
Figura 92. MV HE para o melão (Período 3) 131
Figura 93. MV HE para o melão (Período 3) 131
Figura 94. MV HE para a uva (Período 1) 132
Figura 95. MV HE para a uva (Período 2) 132
Figura 96. MV HE para a uva (Período 3) 132
Figura 97. MV HE para a uva (Período 4) 132
Figura 98. MV CH para a manga (Período 1) 134
Figura 99. MV CH para a manga (Período 2) 134
Figura 100. MV CH para a manga (Período 3) 134
Figura 101. MV CH para a manga (Período 4) 134
Figura 102. FEE do Período 3, vencimento 11 meses, com CH ótimo, para a manga 135
Figura 103. MV CH para o melão (Período 1) 136
Figura 104. MV CH para o melão (Período 2) 136
Figura 105. MV CH para o melão (Período 3) 136
Figura 106. MV CH para o melão (Período 4) 136
Figura 107. FEE do Período 3, vencimento 11 meses, com CH ótimo, para o melão 137
Figura 108. MV CH para a uva (Período 1) 137
Figura 109. MV CH para a uva (Período 2) 137

Figura 110. MV CH para a uva (Período 3) 137
Figura 111. MV CH para a uva (Período 4) 137
Figura 112. FEE do Período 3, vencimento 11 meses, com CH ótimo, para a uva 138
Figura 113. CHE MV Período 1 manga 138
Figura 114. CHE MV Período 2 manga 138
Figura 115. CHE MV Período 3 manga 139
Figura 116. CHE MV Período 4 manga 139
Figura 117. CHE MV Período 1 melão 141
Figura 118. CHE MV Período 2 melão 141
Figura 119. CHE MV Período 3 melão 141
Figura 120. CHE MV Período 4 melão 141
Figura 121. CHE MV Período 1 uva 143
Figura 122. CHE MV Período 2 uva 143
Figura 123. CHE MV Período 3 uva 143
Figura 124. CHE MV Período 4 uva 143
Figura 125. H BG Período 1 manga 146
Figura 126.H BG Período 2 manga 146
Figura 127. H BG Período 3 manga 146
Figura 128.H BG Período 4 manga 146
Figura 129. H BG Período 1 melão 147
Figura 130.H BG Período 2 melão 147
Figura 131. H BG Período 3 melão 147
Figura 132.H BG Período 4 melão 147
Figura 133. H BG Período 1 uva 148
Figura 134. H BG Período 2 uva 148
Figura 135. H BG Período 3 uva 148
Figura 136. H BG Período 4 uva 148
Figura 137. HE BG Período 1 manga 149
Figura 138. HE BG Período 1 manga 149
Figura 139. HE BG Período 3 manga 149
Figura 140. HE BG Período 4 manga 149
Figura 141. HE BG Período 1 melão 151
Figura 142. HE BG Período 2 melão 151
Figura 143. HE BG Período 3 melão 151
Figura 144. HE BG Período 4 melão 151
Figura 145. HE BG Período 1 uva 152
Figura 146. HE BG Período 2 uva 152

Figura 147. HE BG Período 3 uva 152
Figura 148. HE BG Período 4 uva 152
Figura 149. CH BG Período 1 manga 154
Figura 150. CH BG Período 2 manga 154
Figura 151. CH Bg Período 3 manga 154
Figura 152. CH BG Período 4 manga 154
Figura 153. CH BG Período 1 melão 155
Figura 154. CH BG Período 2 melão 155
Figura 155. CH BG Período 3 melão 155
Figura 156. CH BG Período 4 melão 155
Figura 157. CH BG Período 1 uva 155
Figura 158. CH BG Período 2 uva 155
Figura 159. CH BG Período 3 uva 156
Figura 160. CH BG Período 4 uva 156
Figura 161. CHE BG Período 1 manga 157
Figura 162. CHE BG Período 2 manga 157
Figura 163. CHE BG Período 3 manga 157
Figura 164. CHE BG Período 4 manga 157
Figura 165. CHE BG Período 1 melão 158
Figura 166. CHE BG Período 2 melão 158
Figura 167. CHE BG Período 3 melão 158
Figura 168. CHE BG Período 4 melão 158
Figura 169. CHE BG Período 1 uva 160
Figura 170. CHE BG Período 2 uva 160
Figura 171. CHE BG Período 3 uva 160
Figura 172. CHE BG Período 4 uva 160
Figura 173. H MEG Período 1 manga 161
Figura 174. H U MEG Período 1 manga 161
Figura 175. H MEG Período 2 manga 162
Figura 176. H U MEG Período 2 manga 162
Figura 177. H MEG Período 3 manga 163
Figura 178. H U MEG Período 3 manga 163
Figura 179. H MEG Período 4 manga 164
Figura 180. H U MEG Período 4 manga 164
Figura 181. H MEG Período 1 melão 165
Figura 182. H U MEG Período 1 melão 165
Figura 183. H MEG Período 2 melão 166

Figura 184. H U MEG Período 2 melão 166
Figura 185. H MEG Período 3 melão 167
Figura 186. H U MEG Período 3 melão 167
Figura 187. H MEG Período 4 melão 169
Figura 188. H U MEG Período 4 melão 169
Figura 189. H MEG Período 1 uva 170
Figura 190. H U MEG Período 1 uva 170
Figura 191. H MEG Período 2 uva 171
Figura 192. H U MEG Período 2 uva 171
Figura 193. H MEG Período 3 uva 172
Figura 194. H U MEG Período 3 uva 172
Figura 195. H MEG Período 4 uva 174
Figura 196. H U MEG Período 4 uva 174
Figura 197. HE MEG Período 1 manga 175
Figura 198. HE U MEG Período 1 manga 175
Figura 199. HE MEG Período 2 manga 175
Figura 200. He U MEG Período 2 manga 175
Figura 201. MEG 08M Período 2 manga 176
Figura 202. U MEG 01M Período 2 manga 176
Figura 203. HE MEG Período 3 manga 177
Figura 204. H U Meg Período 3 manga 177
Figura 205. HE MEG Período 4 manga 178
Figura 206. HE U MEG Período 4 manga 178
Figura 207. HE MEG Período 1 melão 180
Figura 208. HE U MEG Período 1 melão 180
Figura 209. HE MEG Período 2 melão 180
Figura 210. HE U MEG Período 2 melão 180
Figura 211. HE MEG Período 3 melão 181
Figura 212. HE U MEG Período 3 melão 181
Figura 213. HE MEG Período 4 melão 183
Figura 214. HE U MEG Período 4 melão 183
Figura 215. HE MEG Período 1 uva 185
Figura 216. HE U MEG Período 1 uva 185
Figura 217. HE MEG Período 2 uva 185
Figura 218. HE U MEG Período 2 uva 185
Figura 219. MEG 11M Período 2 uva 186
Figura 220. U MEG 04M Período 2 uva 186

Figura 221. HE MEG Período 3 uva 187
Figura 222. HE U MEG Período 3 uva 187
Figura 223. HE MEG Período 4 uva 188
Figura 224. HE U MEG Período 4 uva 188
Figura 225. CH MEG Período 1 manga 190
Figura 226. CH U MEG Período 1 manga 190
Figura 227. CH MEG Período 2 manga 191
Figura 228. CH U MEG Período 2 manga 191
Figura 229. CH MEG Período 3 manga 191
Figura 230. CH U MEG Período 3 manga 191
Figura 231. CH MEG Período 4 manga 192
Figura 232. CH U MEG Período 4 manga 192
Figura 233. CH MEG Período 1 melão 193
Figura 234. CH U MEG Período 1 melão 193
Figura 235. CH MEG Período 2 melão 194
Figura 236. CH U MEG Período 2 melão 194
Figura 237. CH MEG Período 3 melão 195
Figura 238. CH U MEG Período 3 melão 195
Figura 239. CH MEG Período 4 melão 196
Figura 240. CH U MEG Período 4 melão 196
Figura 241. CH MEG Período 1 uva 197
Figura 242. CH U MEG Período 1 uva 197
Figura 243. CH MEG Período 2 uva 198
Figura 244. CH U MEG Período 2 uva 198
Figura 245. CH MEG Período 3 uva 199
Figura 246. CH U MEG Período 3 uva 199
Figura 247. CH MEG Período 4 uva 199
Figura 248. CH U MEG Período 4 uva 199
Figura 249. CHE MEG Período 1 manga 200
Figura 250. CHE U MEG Período 1 manga 200
Figura 251. CHE MEG Período 2 manga 201
Figura 252. CHE U MEG Período 2 manga 201
Figura 253. Utilidade/CH U-MEG manga 203
Figura 254. CHE/CH U-MEG manga 203
Figura 255. CHE MEG Período 3 manga 203
Figura 256. CHE U-MEG Período 3 manga 203
Figura 257. CHE MEG Período 4 manga 204

Figura 258. CHE U MEG Período 4 manga 204
Figura 259. CHE MEG Período 1 melão 207
Figura 260. CHE U MEG Período 1 melão 207
Figura 261. CHE MEG Período 2 melão 208
Figura 262. CHE U MEG Período 2 melão 208
Figura 263. CHE MEG Período 3 melão 209
Figura 264. CHE U MEG Período 3 Melão 209
Figura 265. CHE MEG Período 4 melão 210
Figura 266. CHE U MEG Período 4 melão 210
Figura 267. CHE MEG Período 1 uva 212
Figura 268. CHE U MEG Período 1 uva 212
Figura 269. CHE MEG Período 2 uva 213
Figura 270. CHE U MEG Período 2 uva 213
Figura 271. CHE MEG Período 3 uva 214
Figura 272. CHE U MEG Período 3 uva 214
Figura 273. CHE MEG Período 4 uva 214
Figura 274. CHE U MEG Período 4 uva 214
Figura 275. H VaR Período 1 manga 216
Figura 276. H VaR Período 2 manga 216
Figura 277. H VaR Período 3 manga 217
Figura 278. H VaR Período 4 manga 217
Figura 279. H VaR Período 1 melão 217
Figura 280. H VaR Período 2 melão 217
Figura 281. H VaR Período 3 melão 218
Figura 282. H VaR Período 4 melão 218
Figura 283. H VaR Período 1 uva 218
Figura 284. H VaR Período 2 uva 218
Figura 285. H VaR Período 3 uva 218
Figura 286. H VaR Período 4 uva 218
Figura 287. H CVaR Período 1 manga 219
Figura 288. H CVaR Período 2 manga 219
Figura 289. H CVaR Período 3 manga 220
Figura 290. H CVaR Período 4 manga 220
Figura 291. H CVaR Período 1 melão 220
Figura 292. H CVaR Período 2 melão 220
Figura 293. H CVaR Período 3 melão 221
Figura 294. H CVaR Período 4 melão 221

Figura 295. H CVaR Período 1 uva 221
Figura 296. H CVaR Período 2 uva 221
Figura 297. H CVaR Período 3 uva 222
Figura 298. H CVaR Período 4 uva 222
Figura 299. HE VaR Período 1 manga 222
Figura 300. HE VaR Período 2 manga 222
Figura 301. HE VaR Período 3 manga 223
Figura 302. HE VaR Período 4 manga 223
Figura 303. HE VaR Período 1 melão 224
Figura 304. HE VaR Período 2 melão 224
Figura 305. HE VaR Período 3 melão 224
Figura 306. HE VaR Período 4 melão 224
Figura 307. HE VaR Período 1 uva 226
Figura 308. HE VaR Período 2 uva 226
Figura 309. HE VaR Período 3 uva 226
Figura 310. HE VaR Período 4 uva 226
Figura 311. HE CVaR Período 1 manga 227
Figura 312. HE CVaR Período 2 manga 227
Figura 313. HE CVaR Período 3 manga 227
Figura 314. HE CVaR Período 4 manga 227
Figura 315. HE CVaR Período 1 melão 228
Figura 316. HE CVaR Período 2 melão 228
Figura 317. HE CVaR Período 3 melão 228
Figura 318. HE CVaR Período 4 melão 228
Figura 319. HE CVaR Período 1 uva 229
Figura 320. HE CVaR Período 2 uva 229
Figura 321. HE CVaR Período 3 uva 230
Figura 322. HE CVaR Período 4 uva 230
Figura 323. CH VaR Período 1 manga 231
Figura 324. CH VaR Período 2 manga 231
Figura 325. CH VaR Período 3 manga 231
Figura 326. CH VaR Período 4 manga 231
Figura 327. CH VaR Período 1 melão 231
Figura 328. CH VaR Período 2 melão 231
Figura 329. CH VaR Período 3 melão 232
Figura 330. CH VaR Período 4 melão 232
Figura 331. CH VaR Período 1 uva 232

Figura 332. CH VaR Período 2 uva 232
Figura 333. CH VaR Período 3 uva 233
Figura 334. CH VaR Período 4 uva 233
Figura 335. CH CVaR Período 1 manga 233
Figura 336. CH CVaR Período 2 manga 233
Figura 337. CH CVaR Período 3 manga 234
Figura 338. CH CVaR Período 4 manga 234
Figura 339. CH CVaR Período 1 melão 234
Figura 340. CH CVaR Período 2 melão 234
Figura 341. CH CVaR Período 3 melão 235
Figura 342. CH CVaR Período 4 melão 235
Figura 343. CH CVaR Período 1 uva 235
Figura 344. CH CVaR Período 2 uva 235
Figura 345. CH CVaR Período 3 uva 235
Figura 346. CH CVaR Período 4 uva 235
Figura 347. CHE VaR Período 1 manga 236
Figura 348. CHE VaR Período 2 manga 236
Figura 349. CHE VaR Período 3 manga 236
Figura 350. CHE VaR Período 4 manga 236
Figura 351. CHE VaR Período 1 melão 237
Figura 352. CHE VaR Período 2 melão 237
Figura 353. CHE VaR Período 3 melão 238
Figura 354. CHE VaR Período 4 melão 238
Figura 355. CHE VaR Período 1 uva 239
Figura 356. CHE VaR Período 2 uva 239
Figura 357. CHE VaR Período 3 uva 239
Figura 358. CHE VaR Período 4 uva 239
Figura 359. CHE CVaR Período 1 manga 240
Figura 360. CHE CVaR Período 2 manga 240
Figura 361. CHE CVaR Período 3 manga 240
Figura 362. CHE CVaR Período 4 manga 240
Figura 363. CHE CVaR Período 1 melão 241
Figura 364. CHE CVaR Período 2 melão 241
Figura 365. CHE CVaR Período 3 melão 241
Figura 366. CHE CVaR Período 4 melão 241
Figura 367. CHE CVaR Período 1 uva 242
Figura 368. CHE CVaR Período 2 uva 242

Figura 369. CHE CVaR Período 3 uva 242
Figura 370. CHE CVaR Período 4 uva 242

Lista de tabelas

Tabela 1. Estatística descritiva das séries de preços mensais de frutas e de petróleo 99
Tabela 2. Estatística descritiva das séries de log retorno do preço de frutas e de petróleo 100
Tabela 3. Teste ADF para as séries de preço e log retorno de preço da manga 102
Tabela 4. Teste ADF para as séries de preço e log retorno de preço do melão 102
Tabela 5. Teste ADF para as séries de preço e log retorno do preço da uva 103
Tabela 6. Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros da manga 103
Tabela 7. Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros do melão 104
Tabela 8. Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros da uva 105
Tabela 9. Resultados dos coeficientes e indicadores para o modelo HW aditivo 107
Tabela 10. Resultados dos coeficientes e indicadores para o modelo HW multiplicativo 107
Tabela 11. Sumário das razões H e HE(%), por vencimento mensal (VM) 122
Tabela 12. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros da manga 124
Tabela 13. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros do melão 124
Tabela 14. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros da uva 124
Tabela 15. Valores de H e HE para o Período 2, por grau de aversão às perdas (manga) 130
Tabela 16. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros do petróleo 133
Tabela 17. Resultados de H e HE para a Manga, com mínima aversão à perdas 140
Tabela 18. Resultados de H e HE para o Melão, com mínima aversão à perdas 142
Tabela 19. Resultados de H e HE para a Uva, com mínima aversão à perdas 145
Tabela 20. Correlações (r) entre vencimento e razão *H*, por abordagem, Período 3, Melão 168
Tabela 21. Correlações(r) entre vencimento e razão *H*, por abordagem, Período 2, Uva 171
Tabela 22. Correlações (r) entre vencimento e razão *H*, por abordagem, Período 3, Uva 173
Tabela 23. Correlações(r) entre vencimento e HE, por abordagem, Período 3, Manga 177
Tabela 24. H e HE médio para a Manga, via abordagens Média-Gini (MEG/U-MEG) 179
Tabela 25. Correlações (r) entre vencimento e HE, por abordagem, Período 3, Melão 182
Tabela 26. H e HE médio para o Melão, via abordagens Média-Gini (MEG/U-MEG) 184
Tabela 27. H e HE médio para a Uva, via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG) 189
Tabela 28. Cross-hedge para a Manga via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG) 206
Tabela 29. Cross-hedge para o Melão via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG) 211
Tabela 30. Cross-hedge para a Uva via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG) 215
Tabela 31. H e HE (%) médio para as frutas via abordagens VaR/CVaR (hedge próprio) 243
Tabela 32. H e HE (%) médio para as frutas via abordagens VaR/CVaR (cross-hedge) 244
Tabela 33. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a manga (hedge) 245
Tabela 34. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a manga (hedge) 245

Tabela 35. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a manga (cross-hedge) 246
Tabela 36. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a manga (cross-hedge) 246
Tabela 37. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para o melão (hedge) 247
Tabela 38. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para o melão (hedge) 247
Tabela 39. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para o melão (cross-hedge) 248
Tabela 40. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para o melão (cross-hedge) 248
Tabela 41. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a uva (hedge) 250
Tabela 42. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a uva (hedge) 250
Tabela 43. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a uva (cross-hedge) 251
Tabela 44. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a uva (cross-hedge) 251

Lista de quadros

QUADRO 1. Variáveis inerentes às exportações das frutas brasileiras 28
QUADRO 2. Equações de suavização exponencial sazonal de *Holt-Winters* 44
QUADRO 3. Equações de previsão para o modelo ARIMA 45
QUADRO 4. Codificação das frutas segundo o AliceWeb2 85

Lista de abreviaturas e siglas

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AHP	Análise Hierárquica de Processos
ARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva
ARFIMA	Autorregressivo Fracionário Integrado e de Médias Móveis
ARIMA	Auto-regressivo Integrado e de Médias Móveis
BEKK-GARCH	Modelo de Baba, Engle, Kraft e Kroner para Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada
BM&FBOVESPA	Bolsa de Valores de São Paulo
CEPEA	Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada
CH	Razão ótima do cross-hedge
CHE	Efetividade do cross-hedge
CVaR	Valor em Risco condicionado
ECM	Modelo de Correção de Erro
EGARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada Exponencial
EMBRAPA	Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
ESALQ	Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”
FOB	Frete a Bordo
GARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada
H	Razão ótima do hedge
HE	Efetividade do hedge
HW	*Holt-Winters*
LM	Multiplicador de Lagrange
LPM	Momento Parcial Inferior
MDIC	Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior
MEG	Índice Média-Gini Estendido
MERCOSUL	Mercado Comum do Sul
MS	Permuta de Markov
MV	Média-Variância
NBM	Nomenclatura Brasileira de Mercadorias
NCM	Nomenclatura Comum do MERCOSUL
NYMEX	Bolsa de Valores Mercantil de Nova Iorque
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PIB	Produto Interno Bruto
PNB	Produto Nacional Bruto
SARIMA	Autorregressivo Integrado e de Médias Móveis Sazonal
SOC	Condição de Segunda Ordem
SWARCH	Permuta de Markov com Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva
TAR	Autorregressivo Limiar
TGARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada Limiar
TOCOM	*Tokyo Commodity Exchange*
U MEG	Utilidade do Índice Média-Gini Estendido
VaR	Valor em Risco (*Value-at-Risk*)
VM	Variância Mínima

WTI *West Texas Intermediate*

Sumário

1 Introdução **26**
1.1 Problema de pesquisa 31
1.2 Objetivos de pesquisa 34
1.2.1 Objetivo Geral 34
1.2.1 Objetivos Específicos 34
1.3 Justificativa 35

2 Referencial teórico **43**
2.1 Modelos de análise de séries temporais 43
2.2 Abordagens de hedging para mercados futuros 55
2.2.1 A abordagem da variância mínima 56
2.2.2 As abordagens da média-variância 60
2.2.3 As abordagens de dominância estocástica 66
2.2.4 A abordagem dinâmica de hedge 76
2.3 O Valor em Risco e sua relação com o hedging 80

3 Metodologia **85**
3.1 Estratégia de investigação, população e amostra 85
3.2 Métodos analíticos empregados 86
3.2.1 Séries Temporais para previsão dos preços futuros 88
3.2.2 Abordagens de hedge em contratos futuros - Variância 93
3.2.3 Abordagens de hedge em contratos futuros – Dominância Estocástica 95
3.2.4 Abordagens de hedge em contratos futuros – Value-at-Risk 96
3.3 Limitações Metodológicas 97

4 Análise e discussão dos resultados **99**
4.1 Estatística descritiva das séries temporais 99
4.2 Previsões de preços futuros via séries temporais 101
4.3 Resultados de contratos futuros de frutas (Variância) 108
4.3.1 Resultados para os contratos futuros – Variância Mínima 108
4.3.2 Resultados para os contratos futuros – Média-Variância 123
4.3.3 Resultados para os contratos futuros – BEKK-GARCH 145
4.4 Resultados de contratos futuros de frutas (Dominância Estocástica) 160
4.5 Resultados de contratos futuros de frutas (VaR / CVaR) 216
4.6 Sumário dos resultados de contratos futuros de frutas 245

5 Conclusões **253**

Referências **258**

Apêncides **272**

Anexos **277**

1 Introdução

O Agronegócio é uma das atividades econômicas desenvolvidas no Brasil que vem recebendo crescente destaque nos meios de comunicação, bem como a atenção de pesquisadores, estudiosos e investidores, até mesmo durante crises econômicas. Uma das evidências está relacionada com a sua participação no Produto Interno Bruto (PIB) que, entre 1994 e 2011, representou em média 24,15%[1] (ou R$ 751 bilhões) de sua composição (CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA, 2012).

Outro aspecto que depõe a favor dessa atividade econômica são os Índices de Exportação Agro CEPEA/ESALQ, produzidos pela Universidade de São Paulo (USP). Neste quesito, Barros e Adami (2013), ao analisarem as séries históricas desses índices entre 2000 e 2012, explicam que, embora o Índice de Câmbio Efetivo do Agronegócio (IC-Agro/CEPEA) tenha tido uma valorização acumulada de 52,17%, o que implica num efeito negativo de valorização cambial sobre a receita auferida em Reais, este revés foi contrabalançado pela forte expansão de 117,53% apontada pelo Índice dos Preços médios Exportados em dólares (IPE-Agro/CEPEA), pela alta acumulada de 4,03% registrada pelo Índice de Atratividade das exportações do agronegócio brasileiro (IAT-Agro/CEPEA), e pelo expressivo crescimento de 189,23% mostrado pelo Índice de Volume Exportado (IVE-Agro/CEPEA).

Para além dos dados macroeconômicos apresentados, o Agronegócio pode ser considerado como uma atividade que desempenha as políticas de interiorização do desenvolvimento porque contribuiria especialmente para a diminuição do fluxo migratório e da pressão populacional nas capitais e regiões metropolitanas do país (NEVES; CONEJERO, 2007). Por exemplo, Macedo, Lima Júnior e Morais (2012) mostram que o Agronegócio é um dos três fatores da modernização da economia cearense, com importantes impactos na estruturação da rede urbana estadual, justamente por promover a desconcentração da atividade produtiva da capital e região metropolitana para o interior, visando reduzir os desequilíbrios econômicos intraestaduais através do surgimento de polos mesorregionais.

Dado que os fatos supracitados mostram o agronegócio brasileiro como atividade econômica relevante nos cenários nacional e mundial, é mister esclarecer o porquê de suas exportações estarem quebrando recordes, mesmo num ambiente de câmbio adverso. Neves e Conejero (2007) informam que os fatores desse sucesso podem ser agrupados em apenas três:

[1] Calculado como a média aritmética dos dados históricos disponíveis na referência citada.

1) Expressivo aumento da demanda mundial e dos preços de algumas commodities. Neste tópico, Brandão e Alves (2007) informam que, entre 2004 e 2007, os preços de principais commodities agrícolas [ex: milho, arroz, trigo, soja, açúcar e óleos vegetais] aumentaram entre 4% e 50% em decorrência do crescimento da economia mundial (aumento da demanda por alimentos e energia) e de problemas climáticos (diminuição da oferta), além de detectarem uma tendência de aumento nesses preços no futuro. Tempos depois, Brandão (2011) confirma a tendência e a acentuação do aumento dos preços dessas commodities agrícolas, que cresceu entre 23% e 116%, e os mesmos elementos causadores desse incremento. Ademais, a hipótese de que as variações dos preços das commodities agrícolas estão cointegradas com as variações do preço do petróleo é confirmada nos estudos de Brandão (2012) e Nazlioglu e Soytas (2012);

2) As melhorias ocorridas na produtividade. Evidências para este tópico podem ser encontradas em Alves *et al.* (2012a) que, dentre outros aspectos, verificaram se a assistência técnica e o esforço de pesquisa da EMBRAPA influenciaram positivamente a componente de eficiência técnica dos produtores rurais brasileiros, analisada via fronteiras (ou curvas) estocásticas de produção. A ideia central do artigo é que novos conhecimentos, insumos e produtos movem a curva de produção de maneira que com a mesma quantidade de insumos, se produza mais. Inicialmente, a pesquisa cria a nova fronteira de produção; se for lucrativa, ela se dissemina entre os agricultores. Os resultados, além de confirmarem a hipótese citada, mostraram que a tecnologia é o principal determinante do crescimento da produção agrícola brasileira e com efeito temporal duradouro, explicando cerca de 67% da produção em 2006;

3) A magnitude das exportações de empresas multinacionais com mercados próprios ou de agroindústrias nacionais em processo de internacionalização. Sobre esse assunto, Benetti (2004) explica que a internacionalização do agronegócio brasileiro entre os anos 1990 e 2003 se deu através de aquisições e fusões de empresas nacionais existentes (muitas delas em situação financeira precária) por empresas multinacionais estrangeiras consolidadas, aumentando a participação do capital internacional na propriedade dos ativos das cadeias agroindustriais, bem como pela principal característica dos produtos que o Brasil exporta (eminentemente matérias-primas brutas ou commodities “puras”). Essa transação é realizada por *tradings* internacionais responsáveis por esse comércio exterior em seus vários segmentos, visando uma verticalização internacional da cadeia produtiva do agronegócio brasileiro. E parece que este modelo vem perdurando, tal como visto em Benetti (2006, 2011), a qual provoca importantes reflexões sobre a real efetividade dessa configuração para a política de exportações brasileira no longo prazo.

Embora os resultados apresentados ainda apontem para uma perspectiva promissora de expansão do agronegócio brasileiro, é importante salientar que o desempenho de certas commodities que o país exporta não depende só da aplicação direta de avanços tecnológicos ocorridos na área de produção ou de estruturas de governança para comercialização, mas também sofre influência de fatores externos até certo ponto de difícil previsão ou controle, como (BALCOMBE, 2010; MURPHY *et al.*, 2012): volatilidade passada dos preços, tendências dos preços, níveis de estoque, níveis de produção, transmissão de preços entre produtos, volatilidade da taxa de câmbio, volatilidade dos preços dos combustíveis, grau de concentração de exportações, volatilidade da taxa de juros e o clima.

Os fatores listados exercem grande influência no preço final do produto agrícola destinado ao mercado consumidor (tanto no nível como na volatilidade), e boa parte dos produtores pode sentir dificuldade em planejar a produção e estabelecer um preço final adequado (ROACHE, 2010), o que torna necessário para as organizações do agronegócio maior atenção nesses quesitos.

Postas as argumentações iniciais do estudo, é dedicado nesse momento uma maior atenção para os números das exportações apresentados pela fruticultura brasileira, foco desta investigação, vistos no Quadro 1.

QUADRO 1 – Variáveis inerentes às exportações das frutas brasileiras

Este quadro traz, por ano, as variáveis do valor total exportado em dólares *Freight on Board* (US$ FOB), do peso líquido em Kg, do preço médio em US$ FOB/Kg, do valor do câmbio R$/US$ do último dia do ano, e da variação cambial R$/US$ (%).

Ano	US$ FOB	Peso líquido (Kg)	Preço médio (US$ FOB/Kg)	Câmbio R$/US$	Variação Cambial
2001	350.284.400	637.724.158	0,55	2,40	26%
2002	373.683.462	729.179.731	0,51	3,52	47%
2003	507.570.927	878.755.150	0,58	2,96	-16%
2004	597.903.428	924.958.579	0,65	2,75	-7%
2005	681.071.147	900.502.384	0,76	2,30	-16%
2006	700.018.612	873.938.971	0,80	2,15	-7%
2007	915.363.616	1.000.703.438	0,91	1,77	-18%
2008	965.616.566	949.426.257	1,02	2,36	33%
2009	821.336.306	846.868.006	0,97	1,75	-26%
2010	875.201.212	819.570.243	1,07	1,70	-3%
2011	898.640.562	725.975.405	1,24	1,83	8%
2012	854.553.644	737.957.421	1,16	2,08	14%
2013	837.090.494	755.270.329	1,11	2,34	13%

Fonte: Elaboração própria, a partir do AliceWeb2 (BRASIL, 2014b) e BACEN (BRASIL, 2014a).

Uma análise detalhada dos números no Quadro 1 indica que somente o preço médio assumiu uma tendência de crescimento, pois aumentou 102% (ou 6,02% a.a), enquanto que a quantidade vendida cresceu 18% (ou 1,42% a.a). Isto fica mais claro ao segmentar o período

2001-2013 em dois subperíodos. Entre 2001-2008, tanto a quantidade vendida como o preço médio aumentaram; entre 2008-2013, enquanto o preço médio continuava a crescer, a quantidade vendida caía. Logo, os ganhos nas quantidades vendidas obtidos entre 2001-2008 quase foram neutralizados pelas perdas ocorridas entre 2008-2013.

Além disso, percebe-se que os preços médios não estão correlacionados com as quantidades vendidas de frutas exportadas, mas sim negativamente com o câmbio, que pode, dentre outras variáveis, estar potencializando o risco de preço. A partir de um modelo econométrico em painel no formato log-log, Nazlioglu e Soytas (2012) evidenciaram uma relação negativa entre a taxa de câmbio e o preço das commodities agrícolas: uma diminuição de 1% na taxa de câmbio implica num aumento de 0,71% nos preços das commodities agrícolas. Ademais, também foi verificado que um aumento de 1% no preço do petróleo implica no aumento de 0,25% no preço das commodities agrícolas.

Além disso, Nazlioglu e Soytas (2012) também verificaram via teste de causalidade de Granger em painel que o preço do petróleo, no longo prazo, não é sensível às perturbações ocorridas nos preços das commodities agrícolas e no dólar (taxa de câmbio), mas que o contrário foi constatado: o preço do petróleo tem um poder preditivo tanto para os preços das commodities agrícolas como para a taxa de câmbio do dólar, o que justifica a sua escolha como *Proxy* para os fins desta tese.

Dadas essas situações, Murphy *et al.* (2012) sugerem que o uso de instrumentos financeiros na gestão dos riscos de preço e de produção pode ajudar a mitigar perdas monetárias em todo o sistema agroindustrial, propiciando um ambiente mais estável de crescimento econômico e investimentos para o setor, como é visto para as commodities agrícolas negociadas em bolsas de mercadorias e futuros.

Na fruticultura, embora seus produtos possam ser padronizados para o mercado internacional, com o atestado de selos e certificados, suas unidades possam ser vendidas de forma padronizada e suas datas de entrega definidas em acordos entre compradores e vendedores, estes bens são perecíveis, o que compromete, de certo modo, a armazenagem de longo prazo, fato que, no atual paradigma que rege as bolsas de mercadorias e futuros, impossibilita sua classificação como commodities e, portanto, não usufrui dos mecanismos de hedging (operações cujos negócios são estruturados para reduzir risco) disponíveis no mercado de futuros. Dito isto, tais produtos são comercializados no mercado *spot* (de entrega imediata), e mesmo que sua compra venha a se repetir, não há nenhuma garantia de compra futura (AZEVEDO, 2007). Dessa forma, além dos fatores externos citados, tais características

contribuem também para aumentar a dose de incerteza no comportamento dos preços de alguns produtos agrícolas, que é o caso das frutas brasileiras.

Dessa forma, a compreensão de como será o comportamento dos preços torna-se conveniente para os fruticultores exportadores nacionais, porque tal variável procura resumir, em um único valor, toda a informação relevante para a efetivação da comercialização (ELDER, 1993).

É importante esclarecer que as restrições sobre armazenagem identificadas para a fruticultura são de ordem operacional, e não financeira. E como visto acima, o risco de preço (que é um tipo de risco financeiro) surge a partir da interação entre compradores e vendedores acerca de suas percepções sobre o bem a ser transacionado. Portanto, é preciso verificar o quão imperativo é essa condição para a atual configuração dos mercados de commodities agrícolas, especialmente para os produtos que dele ainda não participam.

Neste sentido, Ferreira e Sampaio (2009) desenvolveram um estudo exploratório com o objetivo de verificar a viabilidade da implantação de mercados futuros para a fruticultura, em especial para a uva e a manga no Vale do Submédio São Francisco, como alternativa ao mercado *spot*, apresentando assim uma solução que contribuísse na alavancagem de suas exportações. Sua vantagem é que ele permitiria a transferência do risco de preço do fruticultor para operadores de mercado que estariam propensos a aceitá-lo, visando potenciais ganhos futuros. Além disso, tal fato contribuiria no processo de descoberta de preços pelos agentes econômicos, o que melhoraria na eficiência, na competitividade e na negociação de preços entre produtores/exportadores e consumidores de frutas, neste novo paradigma.

Assim, Ferreira e Sampaio (2009, p. 94) verificaram que seria viável a implantação de mercados futuros para a fruticultura, dado que *"... as características de volatilidade e tamanho do mercado foram consideradas positivas para o sucesso do contrato futuro de frutas (com pesos diferentes para uva ou manga)..."*. Contudo, os autores sugerem a realização de estudos mais aprofundados sobre esta temática, pois o modelo de decisão que eles utilizaram para chegar a tais conclusões foi determinístico (Método de Análise Hierárquica de Processos), o qual desconsiderou a incerteza na avaliação dos resultados, sendo esta sua principal limitação.

Outro caminho que a fruticultura exportadora brasileira poderia tomar para diminuição do risco de preço foi o estudado por Souza, Martines-Filho e Marques (2012), os quais, por operações de cross-hedge, analisaram se o risco de preço do frango poderia ser amenizado a partir de contratos futuros domésticos de milho, dada a inexistência de contratos futuros específicos para a avicultura no mercado futuro brasileiro. Ainda que os resultados apontem

para uma baixa efetividade do cross-hedge entre os preços à vista do frango e o preço futuro do milho, o estudo demonstra os procedimentos para o uso dessa abordagem, a qual pode ser explorada para os preços à vista das frutas brasileiras exportadas.

Nesse sentido, a série histórica de contratos futuros do petróleo poderia ser investigada sobre sua utilidade em operações de cross-hedge com os preços das frutas exportadas, uma vez que fortes evidências do impacto que as variações do preço do petróleo causam na variação dos preços de produtos agrícolas têm sido encontradas (NAZLIOGLU; SOYTAS, 2012; JI; FAN, 2012).

Seja qual for o caminho adotado (hedge próprio ou cross-hedge), procurou-se demonstrar nesse trabalho que a fruticultura exportadora brasileira tem potencial para se utilizar de instrumentos financeiros para a minimização do risco de preço, considerando que ela apresenta características determinantes para a existência de contratos futuros (em especial a volatilidade nos preços, que causa incerteza), os quais contribuiriam para o surgimento de um ambiente mais persistente de crescimento econômico e de investimentos para o setor (GILBERT; MORGAN, 2010).

Alternativamente, há de se considerar também o uso de seguros agrícolas para a mitigação do riscos que afetam preponderantemente a produtividade, dado que ele permite diminuí-lo sem grandes variações no retorno esperado. Todavia, embora o seguro agrícola seja teoricamente viável, existem, na prática, várias falhas de mercado que impossibilitam seu completo desenvolvimento (informações assimétricas, seleção adversa e risco moral), constatadas pela performance atuarial pouco satisfatória dos programas de seguro agrícola até então operacionalizados em diversos países – inclusive o Brasil – com índices de sinistralidade maiores que 1 (OZAKI, 2008; GUIMARÃES; NOGUEIRA, 2009).

Por outro lado, tem-se o exemplo da uva de mesa produzida em São Paulo, que se utiliza do seguro agrícola via subvenção do Estado, cujo resultado principal foi a sua massificação, dado o crescimento constante do número de segurados e a estabilização da taxa de prêmio, apontando para o processo de amadurecimento desta política, ainda em construção (RAMOS; MARTINS; VERDI, 2014).

1.1 Problema de pesquisa

Uma vez identificadas intenções positivas quanto à implantação do mercado de futuros para a fruticultura exportadora brasileira (FERREIRA; SAMPAIO, 2009), é importante, para a manutenção desta discussão, a definição de metodologias para a mensuração e gerenciamento do grau de volatilidade que os preços das frutas estão sujeitos no mercado, de modo a verificar a efetividade dos atuais instrumentos financeiros disponíveis para a administração de seu risco de preço. Um dos mecanismos mais comuns que oferece, ao mesmo tempo, uma proteção à volatilidade dos preços no mercado *spot* e consequente ligação com o mercado de futuros é o hedge. De fato, o seu funcionamento precisa de uma correlação perfeita entre os preços previstos pelo mercado de futuros e o preço praticado pelo mercado *spot* (AZEVEDO, 2007).

Assim, o primeiro passo para a determinação do uso do hedge é a construção de modelos de previsão de preços futuros para a fruticultura, já que elas ainda não são negociadas em bolsa de valores, mercadorias e futuros. Prevendo-se os valores futuros das frutas, torna-se possível estimar a correlação entre os mercados de futuros e *spot*.

Contudo, a correlação entre os preços à vista e futuros via séries temporais tende a não ser perfeita, fazendo persistir um risco residual nas possíveis operações de hedging. Logo, recomenda-se analisar a diferença entre esses preços, denominada base. Por ela são estimados os preços esperados para o mercado *spot* e, portanto, os contratos de hedging firmados, já que seus valores tendem a flutuar menos que os dos preços. Por outro lado, é relevante dizer que os valores da base também variam no tempo, o que significa dizer que a estratégia de hedging não elimina o risco completamente: apenas troca o risco associado à flutuação dos preços por um pertinente à flutuação da base (AZEVEDO, 2007; AIUBE, 2013).

Para mensurar e melhor entender o risco envolvido em operações com derivativos, usa-se a medida *Value-at-Risk (VaR),* cujo resultado é um valor monetário que mostra o risco de mercado de fluxos de caixa e de posições financeiras tomadas, como, por exemplo, as carteiras de hedge. Em outras palavras, seu conceito determina o máximo que um ativo (financeiro ou não) pode perder em um dado período de tempo, com certo grau de confiança preestabelecido (RISKMETRICS GROUP, 1996; BIGNOTTO, 2000; JORION, 2007).

Neste pensamento, trabalhos vêm sendo publicados no Brasil com a utilização do VaR em commodities agrícolas de regiões específicas (por exemplo, o café mineiro), seja para o gerenciamento do risco de base (MÓL *et al.*, 2005; MÓL, 2008), seja para a mensuração dos riscos e retornos dos custos e preços (PEREIRA *et al.*, 2010). Em relação às frutas, Wang, Zhao e Huang (2010) foram pioneiros ao aplicarem a metodologia do VaR na China para calcular suas funções de distribuição de probabilidade e o risco de mercado associado a elas,

cujos resultados indicaram a efetividade do VaR nesses quesitos. De fato, a sua principal característica é que seu resultado facilita o entendimento dos envolvidos no processo decisório sobre o risco de preço inerente do seu negócio.

Uma vez compreendido melhor o risco de preço presente nas frutas, o próximo passo é identificar a proporção ideal da quantidade produzida a ser exportada que deve ser protegida via operações de hedge. Neste aspecto, Azevedo (2007, p.100) mostra que entre duas opções extremas de (a) deixar as operações no mercado spot sem qualquer hedging (100% de risco de preços e 0% de risco de base - 0) e (b) fazer hedging da totalidade da produção (0% de risco de preços e 100% de risco de base - 1), existem as estratégias de hedging parcial (fazer hedging de apenas parte da produção), as quais são menos custosas que o hedging total e oferecem menor risco ao produtor. Isto acontece porque no risco de base não há uma relação estritamente positiva e linear do *trade-off* risco/retorno: existem situações que aumentar o nível de hedging implica num aumento do risco da operação.

Ao retomar a recomendação de Murphy *et al.* (2012) para o uso de instrumentos financeiros na gestão do risco de preço para produtos agropecuários, é percebido na literatura especializada a diminuta e escassa evidenciação empírica de sua efetividade quando o lócus de investigação é a fruticultura. Ainda que Ferreira e Sampaio (2009) tenham encontrado evidências favoráveis que apontem para a utilização de contratos futuros na fruticultura exportadora brasileira (especialmente para a manga e a uva), eles não verificaram a efetividade de quaisquer ferramentas financeiras existentes para com a gestão do risco de preço nesse contexto.

Ou seja, caso os fruticultores quisessem (e as condições permitissem) participar do mercado de futuros brasileiro, não se sabe quais instrumentos financeiros são os mais apropriados para oferecer o hedging a este público em particular, bem como de que maneira eles estariam configurados (prazo de vencimento e quantidade da produção a ser hedgeada) para o seu melhor uso.

Portanto, diante da necessidade de se introduzir metodologias que permitam aferir o comportamento dos preços agrícolas da fruticultura de exportação com vistas a minimizar a sua exposição ao risco de preço, e relaxando a restrição da armazenagem de longo prazo ainda persistente, propôs-se a seguinte pergunta de pesquisa:

Em que configurações as estratégias de hedging são efetivas na diminuição do risco de preço da fruticultura exportadora brasileira?

1.2 Objetivos de pesquisa

1.2.1 Objetivo Geral

Verificar as configurações nas quais as estratégias de hedging são efetivas na diminuição do risco de preço da fruticultura exportadora brasileira.

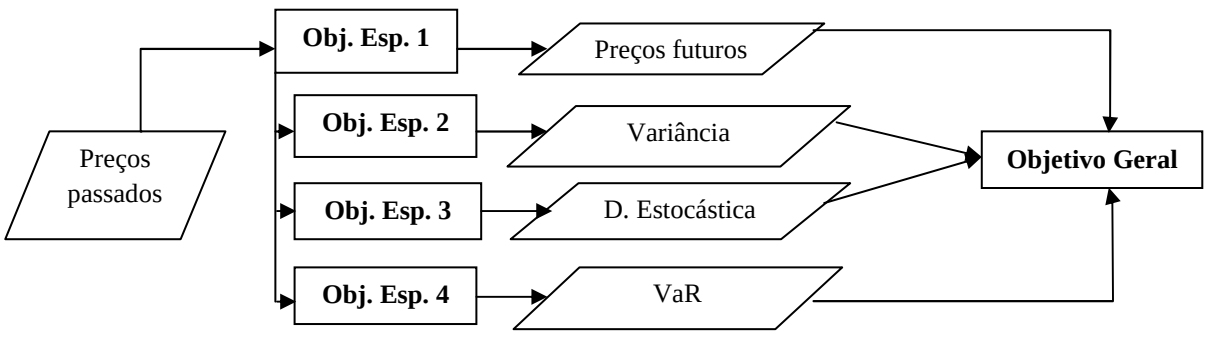
1.2.1 Objetivos Específicos

1. Prever os preços futuros da fruticultura exportadora brasileira através de modelos econométricos de previsão de séries temporais;
2. Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito da Variância como medida de risco;
3. Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito da Dominância Estocástica como medida de risco;
4. Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito do Valor em Risco como medida de risco;

Para ilustração de como os objetivos específicos estão interligados entre si e com o objetivo geral, é mostrado um fluxograma cujos retângulos indicam os objetivos geral e específicos, e os losangos indicam os dados recebidos/resultados produzidos (ver Figura 1).

Assim, os preços passados das séries históricas das frutas exportadas são a entrada do objetivo específico 1, que produz como saída a série histórica de preços futuros, bem como suas equações de previsão. Com elas, foi possível executar os demais objetivos específicos, os quais produziram os mecanismos que explicam a efetividade do hedge com contratos futuros. No caso do cross-hedge com a série histórica do petróleo, também foi testada a efetividade do hedge.

Figura 1. Relação entre os objetivos geral e específicos da proposta de tese.



Fonte: Elaboração própria.

Com estes resultados, foi possível a apresentação de um conjunto de configurações testado que possibilitaria o uso efetivo dessas estratégias de hedging para a diminuição do risco de preço presente na fruticultura exportadora brasileira, ampliando inclusive o escopo teórico sobre o uso de contratos futuros em commodities agrícolas ainda por acontecer.

1.3 Justificativa

Desde os eventos ocorridos na segunda metade da década de 1990, em especial as instabilidades políticas e econômicas que afetaram os Tigres Asiáticos, o Brasil, a Rússia e a Argentina, que as organizações produtivas vêm dedicando uma maior atenção à mensuração do risco financeiro. Isto porque uma vez que elas consigam minimizar a sua exposição a este fator, através do mercado de derivativos, elas poderiam dedicar mais tempo para a administração do risco do seu negócio, seu propósito principal.

Neste aspecto, o risco financeiro é subdividido em cinco subcategorias de riscos – liquidez, operacional, legal, crédito e mercado[2] (JORION, 2007) – onde este último ganha uma atenção especial, porque ele é causado pelas oscilações imprevistas nos preços dos ativos e nos valores das taxas de juros e de câmbio. Em termos de empresas do agronegócio, além destas também enfrentarem tais dificuldades, estas são agravadas porque quase que 100% de suas posições financeiras estão aplicadas no mercado físico de seus bens (*commodities* ou não), diferentemente das empresas financeiras, que conseguem diversificar as suas aplicações em vários ativos base (BIGNOTTO, 2000).

Exemplos práticos de como o risco de preço podem afetar as empresas do agronegócio aconteceram diante da crise financeira mundial desencadeada em maio de 2008, em importantes regiões produtoras e exportadoras de frutas brasileiras. No Vale do Submédio São Francisco, os preços da manga e da uva caíram consideravelmente (entre -30% e -67%) por dois principais fatores: (1) forte desvalorização do Dólar (US$) em relação ao Real (R$) e (2) volume exportado superior ao projetado (MANDL; BARROS, 2009).

Ou seja, tentou-se vender frutas sofisticadas, com selos e certificações internacionais, para um público com sérias restrições de compra, pois os exportadores não tinham uma previsão acurada de quanto seria o preço pago na época das exportações. Além disso, é

[2] Para os fins dessa tese, risco de mercado e risco de preço são sinônimos.

importante dizer que a pauta de exportação da região é bastante concentrada em uva e manga, a qual se fosse diversificada, tais efeitos da crise no setor poderiam ter sido amenos.

No polo Assú-Mossoró, este também sofreu, em 2008, uma queda de 58% na área plantada e de 56% na área colhida, na quantidade produzida e no valor exportado do melão, sendo ela a principal fruta exportada pelo Rio Grande do Norte e um dos pilares de sua economia (MEIRELES *et al.*, 2011).

Diante de tais fatos e com o intuito de melhor fundamentar as razões para o desenvolvimento de um estudo sobre estratégias de hedging na fruticultura exportadora, tem-se como ponto de partida o detalhamento do trabalho de Ferreira e Sampaio (2009), cujo objetivo geral foi analisar a possibilidade de implantação de mercados futuros de uva e manga no Brasil, dado que o gerenciamento de empresas agrícolas demanda cada vez mais dedicação à matriz de riscos com que se depara, mas nem sempre possuem as melhores soluções para lidar com ela. Ademais, os autores também chamaram a atenção para a escassa literatura disponível que possa orientar uma discussão sobre o processo decisório do uso de contratos futuros de frutas tropicais, sendo o seu estudo o pontapé inicial desse debate no Brasil.

Dito isso, Ferreira e Sampaio (2009) consideraram em sua análise a literatura internacional que trata do sucesso e/ou fracasso de contratos futuros (POWERS, 1967; SILBER, 1981; MARTELL; WOLF, 1987; PENNINGS; LEUTHOLD, 2000), de maneira *ex ante* e entendida sob as seguintes hipóteses: (a) os agentes econômicos são racionais e avessos ao risco [Produtores, atravessadores, exportadores, consumidores e, às vezes, supermercados]; (b) as características da commodity (características macro) influenciam o sucesso dos mercados futuros; (c) as características dos produtores (características micro) também influenciam o sucesso dos mercados futuros. Vale salientar que o foco do estudo dos autores foi sobre a administração do risco de preço, haja vista a crescente volatilidade dos preços agrícolas percebido.

Portanto, em relação às características da commodity (macro), Ferreira e Sampaio (2009) observaram os seguintes resultados acerca da uva de mesa e manga oriundas da região do Vale do Submédio São Francisco, sendo essa região a maior produtora e exportadora brasileira:

- Quanto à *perecibilidade* e *capacidade de armazenagem*, a chamada cadeia logística do frio se revelou fundamental para propiciar as condições ideais de temperatura para o transporte, permitindo a diminuição do metabolismo normal das frutas sem alterar a

sua fisiologia. Uma vez atendidas tais condições, a uva pode ser armazenada de 1 a 6 meses e a manga de 2 a 3 semanas em *packing houses*[3];

- Sobre a *homogeneidade* e *capacidade de mensuração*, foi percebido que normalmente as frutas não possuem grandes problemas com as exigências advindas de seus compradores, com alguma alteração a depender do destino final (União Europeia, EUA ou Ásia). Caso não atendam aos padrões exigidos pelos compradores, são descartadas do processo de comercialização;
- A respeito da *volatilidade*, esta foi considerada relevante, se comparadas com outras commodities negociadas na BM&FBOVESPA. Em termos mais atualizados, são apresentados nos resultados gráficos que mostram a evolução dos preços (US$/kg)[4] e dos log-retornos dos preços (%) das frutas exportadas consideradas na tese, onde visualmente se percebe aglomerados e/ou possíveis saltos de volatilidade nessas séries históricas, compreendidas entre jan/1989 e dez/2013;
- Em termos de *tamanho do mercado*, foi evidenciado que a manga é superior à uva, ainda que a demanda por uva seja crescente[5]. No apêndice A, são mostrados gráficos do volume exportado (kg) das frutas consideradas na tese, os quais mostram resultados variados a depender da cultura, entre jan/1989 e dez/2013.
- E quanto à *formação de expectativa de preços*, foram tidos como fatores decisivos as condições climáticas, o nível de produção e as condições de oferta e de demanda, estando essa atividade produtiva bem próxima de um mercado em concorrência perfeita, dada a facilidade de entrada e saída do mercado e os maiores produtores não serem suficientemente grandes para interferirem nos preços.

Num estudo recente sobre as características econômicas da participação brasileira no comércio mundial de frutas entre 1997 e 2008[6], Bueno e Baccarin (2012) constataram o avanço do Brasil nas exportações de frutas, principalmente na forma fresca, ainda que o país se encontre na 15º posição no ranking dos exportadores mundiais de frutas, mesmo estando entre os três maiores produtores mundiais.

Em se tratando das características dos produtores (micro), Ferreira e Sampaio (2009) conseguiram os seguintes resultados para a região do Vale do Submédio São Francisco, notadamente o polo Petrolina (PE) – Juazeiro (BA):

[3] Local onde as frutas são classificadas, embaladas, rotuladas e embaladas.
[4] O site Aliceweb2 fornece os preços diretamente em dólar, não necessitando nenhuma conversão pelo usuário.
[5] Detalhes sobre o mercado *spot*, produção e exportação de manga e uva no Brasil são vistos em Ferreira e Sampaio (2009, p.74-77).
[6] Segundo levantamento feito por Bueno e Baccarin (2012), o mercado mundial de frutas movimentou, em 2005, US$ 31,5 bilhões e cresceu, em média, US$ 1 bilhão ao ano.

- Existem grandes diferenças entre os sistemas de produção adotados pelos grandes e pelos pequenos. Contudo, para todos aqueles que comercializam com o exterior, estes atendem a todos os requisitos exigidos pelos compradores (volume, constância no fornecimento e qualidade), diferenciando-os dos produtores do Sul-Sudeste;
- A negociação com o mercado externo acontece via consignação, não havendo contratos pré-fixados e somente com os produtos em conformidade com as exigências dos compradores (o restante fica para o mercado interno);
- Não existe uma prática de utilização de contratos de preços, dada a sua variabilidade em decorrência das especificidades do mercado. Já os contratos de produção, estes somente são firmados nas exportações ou com os supermercados;
- Apesar da descrença de alguns exportadores para com o mercado de futuros de frutas, foi identificada uma predisposição para aderir a novos instrumentos de gerenciamento de riscos, já que a maioria dos entrevistados (70%) tinha conhecimento da existência do mercado de futuros e da BM&FBOVESPA.

No intuito de identificar as perspectivas dos potenciais usuários do mercado de futuros de frutas para o gerenciamento de risco de preço, Ferreira e Sampaio (2009) empregaram o método de análise hierárquica de processos (AHP), o qual apontou as seguintes prioridades para a decisão de implantação desses contratos futuros, apresentados em ordem decrescente de importância[7]: Competição (0,469) [grau de concentração]; Perecibilidade (0,231) [vida útil da fruta]; Volatilidade (0,184) [variação nos preços]; Tamanho do mercado (0,066) [nº de produtores/consumidores, quantidade produzida/vendida]; Atividade do mercado (0,050) [frequência nas negociações]. No caso da uva, os critérios que mais se destacaram para a implantação de seu contrato futuro foram a perecibilidade e a volatilidade, enquanto que para a manga foram o tamanho e a atividade do mercado. Já a competição apresentou o mesmo grau de importância relativa entre as frutas.

Apesar dos resultados acima mostrados indicarem uma potencialidade favorável para a implantação do mercado de futuros para frutas, Ferreira e Sampaio (2009) sugerem alguma cautela na interpretação desses resultados, devido a alguns fatores limitantes surgidos durante a análise. O primeiro deles diz respeito ao próprio modelo utilizado, o qual não considera a incerteza no seu processo, por ser determinístico. O segundo diz respeito a certos empecilhos que precisam ser resolvidos para a adequada implantação desse mercado de futuros no Brasil, tais como: ainda casos de falhas na infraestrutura de pós-colheita; dificuldades relativas à

[7] O somatório dos valores das prioridades mostrados totaliza 1, ou 100%.

padronização; deficiências de informação de mercado e falta de cultura do produtor/exportador rural em utilizar ferramentas de gestão do risco de mercado, todos eles identificados como riscos de natureza operacional.

Nesse momento, é importante esclarecer que a tese aqui defendida tratou somente dos aspectos da volatilidade presente na série de preços das frutas exportadas. Até porque o seu gerenciamento é o foco final da existência de contratos futuros: sem volatilidade, não faz sentido tê-los, por mais que as outras prioridades acima citadas no estudo de Ferreira e Sampaio (2009) sejam minimamente atendidas.

Caso se demonstre que a volatilidade via operações de hedging pode ser diminuída, se ganha um forte argumento para a busca de soluções dos problemas operacionais apontados que entravam a existência desses contratos. E em se tratando de fruticultura, este setor merece uma maior atenção por ainda não possuir um modelo de proteção ao risco de preço bem definido.

É nesse sentido que os resultados esperados pela tese aqui apresentada pretendem contribuir, o que ampliaria o escopo teórico sobre o funcionamento dos instrumentos financeiros de gestão de risco de preço no contexto da fruticultura, começando a preencher esta lacuna existente. Além disso, lança-se luz sobre a relevância da discussão e do uso de contratos futuros ainda inexistentes em certos mercados agrícolas.

Como exemplo de tais possibilidades, Zant (2001) investigou um esquema hipotético de hedging entre o mercado de borracha natural Indiano e a *Tokyo Commodity Exchange* (TOCOM), através da oferta de contratos a termo para os produtores, cuja exposição ao risco seria compensada pela venda de contratos futuros na TOCOM correspondentes a esses contratos a termo. Nos resultados simulados, Zant (2001) demonstrou que o acesso dos produtores e dos comerciantes locais ao mercado de futuros internacional aumentaria a sua riqueza e seu bem-estar substancialmente, com razões médias de hedge de 66,8% .

Em termos práticos, um bom exemplo do uso de mecanismos de administração de riscos no agronegócio de frutas aconteceu em Valencia, Espanha, com a implantação da *Bolsa de Futuros de Cítricos y Mercadorias*, que operou contratos de frutas cítricas entre 1995 e 1998. Ainda que tal experiência tenha durado pouco tempo, mostrou-se como importante exemplo para os demais países exportadores de frutas *in natura* para o uso do mercado de futuros como uma solução para a gestão dos riscos inerentes do setor (BOTEON; SANCHES; AZEVEDO FILHO, 1997). Ademais, o mercado de futuros poderia ser mais uma opção que auxiliasse estes produtores no momento de sua comercialização, principalmente para os mercados internacionais, uma vez que os grandes produtores/exportadores se mostraram

favoráveis à utilização de contratos de futuros, desde que as dificuldades já citadas sejam superadas (FERREIRA; SAMPAIO, 2009).

Confirmado o uso destes procedimentos para a mensuração do risco de mercado em contratos de futuros, tais resultados contribuiriam com a construção de um sistema de informações de preços que auxiliasse os gestores a elaborarem as melhores posições de hedging para os produtos comercializados, com o intuito de oferecer mais uma metodologia de gestão de risco para as empresas locais e poder contribuir com a sustentabilidade de suas estratégias empresariais nas principais regiões frutícolas brasileiras.

Em termos teóricos, foi possível trazer para a discussão alguns conceitos inerentes aos objetivos específicos acima descritos, de modo mais detalhado. Durante o processo de construção dos modelos de previsão dos preços futuros para a fruticultura exportadora brasileira, descobriu-se o nível de complexidade envolvido nesse quesito. Logo, utilizou-se modelos de menor complexidade, como a suavização exponencial *Holt-Winters* (HW), até modelos que demandam um maior poder computacional para seu cálculo, como os de sazonalidade estocástica (SARIMA), de "memória longa" (ARFIMA), de variância condicional (família GARCH) e de mudança de regime (*Markov Switching models*).

Além disso, foi proposto nesta tese a expansão da ideia do trabalho de Bressan (2004) para a construção de séries de preços futuros de produtos agrícolas que ainda não são transacionados em bolsas de valores, como é o caso das frutas exportadas, o que possibilitaria o exercício teórico desses mercados ainda inexistentes e a abertura para avaliações *ex ante* de sua efetividade esperada, uma vez que se teriam as duas condições necessárias para o uso do hedge: as séries de preços *spot* e futuros.

A respeito da efetividade do hedge em contratos futuros, a literatura especializada explica que existem duas abordagens que o investidor pode adotar com vistas para a minimização do risco de preço: a estática e a dinâmica. Contudo, é importante chamar a atenção para se evitar generalizações plenas quanto à supremacia de uma abordagem sobre a outra, dado que as características estocásticas (LIEN; TSE, 2002), o tamanho [pequena; grande] e o tipo [dentro; fora] do período (LIEN, 2009) das séries de preços *spot* e futuros envolvidas é quem determinarão quais dos procedimentos será adotado.

Portanto, foram testadas cinco abordagens estáticas e uma dinâmica, com o objetivo de se averiguar qual delas melhor se adaptou ao contexto da fruticultura exportadora, considerando-se tanto o hedge próprio estimado como o cross-hedge da série de preços futuros do petróleo. Ademais, foram construídas e discutidas as curvas teóricas sobre o grau

de aversão ao risco dos fruticultores exportadores, informação até então raramente debatida ou esclarecida.

Sobre a teoria do cross-hedging, é trazido o comentário de Anderson e Danthine (1981) sobre seu uso para bens cujos mercados de futuros não existam. Assim, tornar-se-ia possível a utilização do suporte teórico sobre razão ótima de hedge, com vistas a descobrir a proporção ideal (se existir) a ser adotada na mitigação do risco do portfólio em comparação ao risco presente no mercado *spot* da fruticultura exportadora brasileira.

No tocante à efetividade do *Value-at-risk* (VaR) enquanto ferramenta de hedging, Wang, Zhao e Huang (2010) deram um passo importante para a gestão do risco na fruticultura chinesa, ao usarem o VaR para calcular seu risco de preço, considerando diversas funções de distribuição de probabilidade. Entretanto, limitaram-se a somente indicar a perda máxima esperada sob certo nível de confiança, sem apresentarem um portfólio que diminuísse o risco encontrado.

Logo, uma vez encontradas as séries de preços futuros, e também validada a série de preços futuros do petróleo no cross-hedge, esta tese apropriou-se das ideias contidas nos trabalhos de Harris e Shen (2006) e Cao, Harris e Shen (2010) para a construção de um portfólio cuja razão de hedge esteja condicionada ao menor VaR calculado, de maneira a confirmar ou a refutar as conjecturas até então apresentadas por esses autores. Da mesma forma, não se localizou trabalhos brasileiros que empregassem essa alternativa de hedging em qualquer lócus de investigação.

Por fim, foi investigada a relação entre a razão de hedge e o horizonte de hedging. Alguns autores encontraram em seus estudos que à medida que o tempo de vencimento do contrato futuro aumentava, a razão de hedge também aumentava, tendendo para o *naïve hedge*, ou hedge total (EDERINGTON, 1979; CHEN; LEE; SHRESTHA, 2003, 2004; IN; KIM, 2006). Contudo, este é um assunto que ainda carece maiores debates, principalmente quanto o horizonte de tempo considerado é mensal, dado que os trabalhos anteriores tinham um horizonte de tempo semanal. Assim, a proposta desta tese foi verificar que tipo de relação é estabelecida entre a razão de hedge e o horizonte de hedging na fruticultura exportadora brasileira, a partir da construção de cenários com prazos de vencimento desses contratos variando entre 01 e 12 meses, com dados dentro e fora do período.

Para o caso do cross-hedge, foi utilizada a série de preços dos contratos futuros do petróleo, uma vez que fortes evidências do impacto que as variações do preço do petróleo causam na variação dos preços de produtos agrícolas têm sido encontradas (NAZLIOGLU, 2011; NAZLIOGLU; SOYTAS, 2012; JI; FAN, 2012; NAZLIOGLU; ERDEM; SOYTAS,

2013). Mais uma vez, os resultados encontrados foram uma simulação do que poderia ter acontecido se os agentes econômicos tivessem feitos cross-hedge com tais contratos futuros nesses termos, considerando cenários com vencimentos variando de 01 a 12 meses.

Em relação a estudos similares, Souza, Martines-Filho e Marques (2012) analisaram se o risco de preço para a indústria de frango nacional poderia ser amenizado a partir de contratos futuros domésticos de milho em operações de cross-hedge, dada a inexistência de contratos futuros específicos para a avicultura no mercado futuro brasileiro. Ou seja, eles também simularam se, caso tais operações tivessem acontecido, qual seria o efeito obtido, considerando somente a existência da volatilidade no preço dos frangos produzidos no Brasil.

2 Referencial teórico

Neste capítulo, são apresentados os modelos para análise e previsão de séries temporais, bem como as abordagens estáticas e dinâmicas de *hedging* desenvolvidas para a diminuição do risco de preço em mercados de derivativos.

2.1 Modelos de análise de séries temporais

A Análise de Séries Temporais constitui-se em um método quantitativo de previsão que realiza a projeção de valores futuros de uma variável, fundamentada eminentemente em suas observações passadas, organizadas de forma sequencial e em intervalos de tempo específicos escolhidos pelo analista. Alicerçado neste conceito, este método apresenta uma característica peculiar: a de que suas observações adjacentes são dependentes, ou seja, os elementos que causaram os padrões de atividade no passado continuarão a influenciá-lo, de maneira semelhante, no futuro. Logo, o modelo econométrico a ser construído para a previsão da série temporal permitirá que os dados analisados “falem por si”, sem recorrer a uma teoria subjacente específica para possibilitar sua interpretação (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994).

Morettin e Toloi (2006) informam que, ao utilizar a Análise de Séries Temporais no estudo de uma variável qualquer vinculada a um instante de tempo *t*, o pesquisador poderá estar interessado em: averiguar o mecanismo causador de sua trajetória; realizar projeções de valores da função amostral em curto ou em longo prazo; delinear o desempenho da série, procurando identificar a existência de tendências, ciclos e variações sazonais (especialmente em séries econômicas e financeiras); e buscar periodicidades importantes nos dados, com o intuito de encontrar componentes de frequência que caracterizem a existência de um espectro.

Dentre os métodos de previsão disponíveis, existe uma grande classe que tenta abordar as razões das variações ocorridas em séries temporais, que é a das *suavizações*. Sua premissa básica é que os valores extremos encontrados na série simbolizam casos fortuitos ou randômicos e, realizando a suavização destes, pode-se encontrar o modelo básico da série, discernindo-o de quaisquer “ruídos” que porventura estejam incluídos nas observações e, assim, utilizá-lo para calcular os valores futuros da função amostral (MORETTIN; TOLOI, 2006). A suavização da série temporal acontece por meio do cálculo de médias móveis exponencialmente ponderadas, o que significa dizer que seus valores mais recentes recebem

maior peso de importância na previsão dos valores no futuro. Além disso, tal procedimento averigua a existência de uma tendência linear e de um componente de sazonalidade. Caso a série temporal estudada possua estas características, um dos modelos de suavização mais indicados na literatura especializada é o *Holt-Winters* (HW), construído a partir dos trabalhos seminais de Holt (2004)[8] e Winters (1960) sobre alisamento exponencial de séries temporais.

A vantagem de utilizá-lo deve-se a sua fácil compreensão, baixo custo e adaptabilidade para séries com modelo de comportamento mais genérico (MORETTIN; TOLOI, 2006). De acordo com os resultados de estudos empíricos, sua precisão é compatível com a de modelos mais complexos, como por exemplo, a abordagem ARIMA (MAKRIDAKIS; HIBON, 2000). Talvez porque essas vantagens possam estar baseadas no Princípio da Parcimônia (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994), esse modelo vem sendo empregado em alguns estudos brasileiros sobre previsão de demanda na indústria de fertilizantes (FARIAS; NOGUEIRA NETO; NOGUEIRA, 2006), de preços da indústria moveleira (QUEIROZ et al., 2012), da produção e do consumo de água (BARROS; MENEZES, 2012) e dos preços de frutas (OLIVEIRA, 2010), com resultados satisfatórios de previsão de valores futuros.

O modelo HW é dividido em dois subgrupos: aditivos e multiplicativos (Quadro 2). O primeiro considera que a amplitude da variação da sazonal permanece uniforme ao longo do tempo, enquanto no segundo ela muda com o passar do tempo (subindo ou descendo). Para seu uso, é necessária a estimação das constantes de amortecimento de Nível (α), de Tendência (β) e de Sazonalidade (γ), com Y_t sendo o valor observado no instante *t*. Com estas informações, são estimados os valores nas equações de Nível (L_t), Tendência (T_t) Sazonalidade (S_t) e Previsão (F_{t+1}), com *s* sendo o ciclo de sazonalidade.

QUADRO 2. **Equações de suavização exponencial sazonal de *Holt-Winters (HW)***

Este quadro mostra as equações de suavização e previsão do modelo HW, com *s* sendo o ciclo da sazonalidade.

Equação	HW Aditivo	HW Multiplicativo
Nível	$L_t = \alpha(Y_t - S_{t-s}) + (1-\alpha)(L_{t-1} + T_{t-1})$ (1.1)	$L_t = \alpha\left(\frac{Y_t}{S_{t-s}}\right) + (1-\alpha)(L_{t-1} + T_{t-1})$ (1.2)
Tendência	$T_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1-\beta)T_{t-1}$ (2.1)	$T_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1-\beta)T_{t-1}$ (2.2)
Sazonalidade	$S_t = \gamma(Y_t - L_t) + (1-\gamma)S_{t-s}$ (3.1)	$S_t = \gamma\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) + (1-\gamma)S_{t-s}$ (3.2)
Previsão	$F_{t+1} = L_t + T_t + S_{t+1-s}$ (4.1)	$F_{t+1} = (L_t + T_t)S_{t+1-s}$ (4.2)

Fonte: adaptado de Morettin e Toloi (2006).

[8] Esta citação é uma reimpressão da versão original publicada em 1957.

Por outro lado, certos contrapontos abordados na literatura quanto a seu uso citam: as dificuldades em definir os valores mais apropriados das constantes de suavização e a impossibilidade/dificuldade de se estudar suas propriedades estatísticas, como média, variância e o intervalo de confiança da previsão (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Embora apresente um grau de complexidade maior, o modelo autorregressivo integrado e de médias móveis (ARIMA) anunciou uma nova geração de ferramentas de previsão de séries temporais, dada a combinação de três filtros para a estimação dos valores futuros: o autorregressivo [AR], o de integração [I] e o de médias móveis [MA]. Os modelos [AR(p)] estudam o mecanismo de autocorrelação do processo gerador da série temporal, ou seja, as autocorrelações acontecem quando se verifica a presença de correlação entre os *p* valores observados na série temporal. Já os modelos [MA(q)] pesquisam a estrutura de autocorrelação dos resíduos de previsão. Portanto tal autocorrelação é examinada sempre que existir uma correlação entre a média móvel dos *q* termos de erro sucessivo na série temporal. Caso a série apresente ambas as características, os modelos podem ser combinados, criando um processo [ARIMA (p, q)]. Por fim, o filtro [I(d)] é utilizado quando se observa que a série temporal é não estacionária, ou seja, é integrada. Assim, após calcular a diferença entre os valores subjacentes da série *d* vezes, é possível torná-la estacionária, de modo que ofereça uma base válida para a previsão.

O Quadro 3 mostra as equações empregadas de acordo do modelo ARIMA (p, d, q), onde Y_t^* é o valor observado (com defasagem *d* caso seja não estacionário), φ_t é o coeficiente autorregressivo, θ_t é o coeficiente de média móvel, μ é uma constante, ε_t é o termo de erro estocástico de ruído branco e *B* é o operador de defasagem, onde $B^n Y_t^* = Y_{t-n}^*$ (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994; MORETTIN; TOLOI, 2006).

QUADRO 3. Equações de previsão para o modelo ARIMA

Este quadro mostra as equações de previsão do modelo ARIMA, pelos métodos AR(p), MA(q) e ARMA (p,q).

Método	Equação	
AR(p)	$Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \cdots + \varphi_p Y_{t-p}^* + \varepsilon_t \equiv \varphi_p(B) Y_t^* = \left(1 - \varphi_1 B - \cdots - \varphi_p B^p\right) Y_t^* = \varepsilon_t$	(5)
MA(q)	$Y_t^* = \mu - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q \epsilon_{t-q} + \varepsilon_t \equiv \theta_q(B)\varepsilon_t = \left(1 - \theta_1 B - \cdots - \theta_q B^q\right)\varepsilon_t = Y_t^*$	(6)
ARMA (p, q)	$Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \cdots + \varphi_p Y_{t-p}^* - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \equiv \varphi_p(B) Y_t^* = \theta_q(B)\varepsilon_t$	(7)

Fonte: adaptado de Morettin e Toloi (2006).

Ainda sobre o modelo ARIMA, é possível que ao longo da série temporal apareça o efeito da sazonalidade estocástica, isto é, a ocorrência de fenômenos numa periodicidade regular *s*, mas cujo componente sazonal varia conforme o tempo. Nesses casos, é sugerido o uso de um termo sazonal multiplicativo (SARIMA) do tipo (p, d, q)x(P, D, Q)$_s$, onde P indica

a ordem do operador autorregressivo sazonal; D indica o número de diferenças sazonais; Q indica a ordem do operador de médias móveis sazonal; e *S* representa o período da sazonalidade. As equações que representam o modelo SARIMA, na sua forma polinomial reduzida *B* são (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994; MORETTIN; TOLOI, 2006):

$$\varphi_p(B)\Phi_P(B^s)\nabla^d\nabla_s^D Y_t^* = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \quad (8)$$

$$\underbrace{\left(1-\varphi_1 B-\cdots-\varphi_p B^p\right)}_{AR(p)}\underbrace{\left(1-\Phi_1 B^S-\cdots-\Phi_P B^{PS}\right)}_{AR(P)Sazonal}\underbrace{(1-B)^d}_{Diferença}\underbrace{(1-B^S)^D}_{Dif.\ Sazonal}Y_t^* =$$

$$\underbrace{\left(1-\theta_1 B-\cdots-\theta_q B^q\right)}_{MA(q)}\underbrace{\left(1-\Theta_1 B^S-\cdots-\Theta_Q B^{QS}\right)}_{MA(Q)Sazonal}\varepsilon_t \quad (9)$$

Onde $\varphi_p(B)$ representa os termos auto-regressivos de ordem p [AR(p)]; $\Phi_P(B^s)$ indica o termo autorregressivo sazonal *s* de ordem P; ∇^d é o operador de diferenças simples; ∇_s^D é o operador de diferenças sazonais, Y_t^* representa a série histórica analisada; $\theta_q(B)$ indica os termos de médias móveis de ordem q [MA(q)]; $\Theta_Q(B^s)$ é o termo de média móvel sazonal *S* de ordem Q; ε_t é o termo de erro aleatório.

Contudo, o modelo ARIMA (p, d, q) é mostrado como de "memória curta", dado que sua função de autocorrelação (i.e., a dependência linear entre Y_t e seus valores passados Y_{t-i} de uma série histórica qualquer) diminui velozmente para zero, enquanto que um processo de "memória longa" numa série temporal estacionária qualquer é percebido quando sua função de autocorrelação diminui hiperbolicamente (isto é, suavemente) para zero, caracterizando uma dependência significativa entre observações separadas por um longo intervalo de tempo. E essa persistência verificada na função de autocorrelação não é consistente com o filtro I(d) quando *d* é inteiro (majoritariamente quando d = 0, 1 ou 2), o que não acontece se lhe forem considerados valores fracionários. Para esses casos, é recomendado o uso do modelo autorregressivo fracionário integrado de medias móveis, ou ARFIMA (p, d, q), com $d \in$ (-½, ½), e se, e somente se, a série histórica analisada Y_t^* for estacionária e satisfizer a seguinte equação, no seu formato polinomial (GEWEKE; PORTER-HUDAK, 1983; BAILLIE, 1996):

$$\varphi_p(B)(1-B)^d Y_t^* = \theta_q(B)\varepsilon_t \quad (10)$$

Esta equação mostra que o objetivo de *d* é explanar a estrutura de correlação de ordens altas da série, enquanto que os termos φ e θ explanam a estrutura de correlação de ordens baixas (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Sobre a potencialidade do uso do método ARIMA e suas derivações (SARIMA e ARFIMA) para a previsão de preços agropecuários no Brasil, é citado os estudos feitos com o

algodão (ALVES et al., 2012b), o mercado de carnes (SOUZA et al., 2011; NOGUEIRA, SÁFADI, 2000), as frutas (OLIVEIRA, 2010), o trigo (ARÊDES; PEREIRA, 2008), commodities agrícolas (LIMA; OLIVEIRA; CARMONA, 2007) e o cacau (MORAES; ALBUQUERQUE, 2006), cujos resultados foram estatisticamente satisfatórios.

Por outro lado, um aspecto que precisa ser acatado na utilização dos modelos ARIMA é a constância de sua variância, isto é, seus valores futuros não dependerem de seus valores passados. Quando esta condição não é sustentada, uma correção para a sua estimação deve ser considerada, sob pena de se ter suas previsões enviesadas. Neste quesito, Engle (1982, 1983), após estudar a inflação do Reino Unido e dos Estados Unidos e constatar via testes estatísticos que a variância dessas séries não era constante ao longo do tempo, propôs uma nova classe de modelos estocásticos que admitem a variância mudar temporalmente em função dos erros de previsão passados, o qual chamou de heterocedasticidade condicional autorregressiva [ARCH(q)], particularmente porque, no caso da inflação, a variância foi preponderante na resposta dos vários choques macroeconômicos até então evidenciados. Assim, a variância condicionada (σ^2_t) passou a ser estimada a partir da seguinte expressão:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (11)$$

Onde α_0 e α_i são coeficientes não negativos a serem estimados cuja soma deve ser menor que um, e ε^2_i indica os erros de previsão passados ao quadrado. Dado que a variância é uma medida de risco aceita no mercado financeiro, os agentes econômicos passaram então a observar essa mudança do risco ao longo do tempo, a partir das inovações ocorridas no passado, chamada de volatilidade. Sobre ela, Bera e Higgins (1993) explicam que a equação (11) intenta em reproduzir os agrupamentos de grandes choques nela presentes, bem como comentam que o valor de *q* estabelece a extensão do tempo no qual o choque persiste na variância condicional: quanto maior seu valor for, mais longo será o evento da volatilidade.

Entretanto, caso os valores de *q* sejam grandes, isto demonstra a existência de uma volatilidade de memória longa. Logo, Bollerslev (1986) alertou que tal fenômeno pode causar a violação da não negatividade dos coeficientes alfas (o que implica em variâncias negativas) e a perda de parcimônia da equação (11), cujas ocorrências foram observadas em vários estudos empíricos até então (ENGLE, 1982, 1983). Nesse sentido, ele apresentou uma extensão da classe dos modelos ARCH que lidam com a situação de memória longa na volatilidade, mas com uma estrutura de valores defasados mais flexível, o qual chamou de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada [GARCH(p,q)]:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (12)$$

Onde β_i são os coeficientes não negativos a serem estimados para as variâncias condicionadas passadas, *p* indica o tamanho do tempo no qual a variância condicional passada continua na atual e o somatório dos coeficientes alfas e betas devem ser menor do que um para que a variância condicionada seja positiva e fracamente estacionária. Se p = 0, a equação (12) torna-se a equação (11), revelando ser essa última um caso específico. Posto isso, Bera e Higgins (1993) comentam que a generalização do ARCH(q) para o GARCH(p,q) é similar à generalização do processo MA(q) para o ARMA(p,q), cuja intenção (do GARCH) é parcimoniosamente sumarizar altas ordens *q* de um processo ARCH, assim como o modelo GARCH(1,1) tem sido frequentemente apresentado como predominante nos estudos empíricos envolvendo séries temporais financeiras.

Em se tratando delas, Nelson (1991) verificou que o modelo GARCH trata de maneira simétrica a positividade/negatividade do excesso dos retornos esperados, ou seja, somente o tamanho, e não o sinal, dos resíduos defasados definem a variância condicional. Todavia, esta condição o torna inadequado para a modelagem dessa variância diante do fenômeno conhecido como "efeito alavancagem", o qual é evidenciado pela correlação negativa existente entre a volatilidade e os retornos passados: ela tende a subir diante de "notícias ruins" (retornos abaixo do esperado) e a cair frente a "boas notícias" (retornos acima do esperado). Além disso, a restrição de não negatividade exclui o comportamento oscilatório e aleatório da variância condicional, o que pode dificultar a sua estimação por modelos GARCH, bem como a persistência do choque por ele 'interpretada' não segue o padrão de um passeio aleatório. Para lidar com tais inconvenientes, Nelson (1991) propôs uma expressão que considera o logaritmo da variância condicional, conhecida como GARCH exponencial [EGARCH(p,q,r)], apresentada nos seguintes termos (TSAY, 2005):

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log\left(\sigma_{t-j}^2\right) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}\right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (13)$$

Onde β_j são os coeficientes para o logaritmo das variâncias condicionadas passadas, α_i são os coeficientes para as inovações absolutas entre o erro de previsão e o desvio-padrão condicional passados (grandes choques aumentam a variância condicional, e vice-versa), e γ_k são os coeficientes para o impacto desses choques na variância condicional, sendo q, p, r o tamanho de suas respectivas persistências no modelo. Caso $\gamma_k \neq 0$, tal impacto é assimétrico;

se $\gamma_k < 0$, isto indica a presença do "efeito alavancagem", onde as "boas notícias" tem menos impacto na variância condicional do que as "notícias ruins". Portanto, a equação (13) mostra que tanto o tamanho como o sinal dos resíduos defasados definem a variância condicional, além de solucionar as desvantagens apresentadas pelo modelo GARCH.

Outra abordagem que também lida com o "efeito alavancagem" é a proposta por Zakoian (1994) chamada de *Threshold* GARCH [TGARCH(p,q,r)], definida pela seguinte equação (TSAY, 2005):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k} \qquad (14)$$

Onde $I_{t-k} = 1$ se $\varepsilon_{t-k} < 0$ e 0 caso contrário. Nessa situação, tanto as "notícias ruins" como as "boas notícias" afetam de maneira distinta a variância condicional: enquanto que as "notícias ruins" causam um impacto no erro passado de $\alpha + \gamma$, as "boas notícias" somente acarretam um impacto de α no erro passado. Caso $\gamma > 0$, as "notícias ruins" aumentam a volatilidade, indicando a existência do "efeito alavancagem"; caso $\gamma \neq 0$, as "notícias" provocam um impacto assimétrico; e caso $\gamma = 0$, a equação (14) torna-se a equação (12), revelando assim o GARCH ser um caso especial do modelo TGARCH (ZAKOIAN, 1994). Tal como anteriormente descrito, q, p, r indicam o tamanho de suas respectivas persistências no modelo apresentado.

Uma vez apresentados os modelos fundamentais para a previsão da variância condicional (ou volatilidade) em séries históricas econômicas/financeiras, também é importante mencionar o seu potencial vínculo com o arcabouço teórico que sustenta as Finanças Comportamentais. Neste quesito, vale a pena comentar sobre o trabalho de Pereira e Maia (2009) acerca da formação de preços no mercado futuro de cacau sob a ótica da volatilidade, os quais, além de confirmarem a existência de uma variância condicional nos resíduos da série histórica de preços do cacau, também encontraram evidências de assimetria nos choques na variância (ora com efeitos rápidos, ora persistentes), confirmando, portanto, a ocorrência do efeito alavancagem com os envolvidos no mercado futuro de cacau, ratificando assim a Teoria da Perspectiva (KAHNEMAN; TVERSKY, 1979; TVERSKY; KAHNEMAN, 1992) ao dizer que os agentes econômicos estão mais sensíveis às perdas ("notícias ruins") do que aos ganhos ("boas notícias"). Em termos da tese aqui proposta, tal fenômeno poderia ser testado para a série de preços das frutas exportadas, seja no hedging próprio ou no cross-hedging com a série de preços futuro do petróleo, no intuito de se verificar,

macroscopicamente, se os agentes envolvidos nesses mercados estão submetidos ao supracitado fenômeno, particularmente quanto aos movimentos especulativos.

Em relação à aplicabilidade dos modelos da família ARCH [GARCH, EGARCH e TGARCH] para a mensuração da volatilidade condicional, alguns resultados satisfatórios podem ser vistos nos trabalhos de Mól (2008) [base do preço do café], de Rogers, Securato e Ribeiro (2008) [ações de empresas de alto e baixo valor de mercado], de Sabiruzzaman *et. al.* (2010) [índice do volume negociado da bolsa de valores de Hong Kong] e de Narayan e Narayan (2013) [relação entre retorno e inflação na Índia, África do Sul e Brasil].

Todavia, todas as abordagens econométricas citadas até então apresentam dificuldades em considerar nas suas equações a ocorrência de mudanças súbitas observadas nas séries históricas econômicas e financeiras. Isto é, dado o acontecimento de um evento relevante em larga escala (ex.: guerras, atentados, crises financeiras, mudanças significativas em políticas governamentais etc.), o comportamento dessas séries pode mudar consideravelmente (às vezes para sempre, às vezes alternadamente), diminuindo assim a eficácia preditiva do modelo estimado. Tal fenômeno é conhecido por quebra estrutural (ou mudança de regime/estado) serial, e duas classes de modelos que potencialmente permitem identificar tais alterações ao longo da série histórica se destacam na literatura econométrica: *Markov switching (MS) models* e *Threshold autoregressive (TAR) models*[9] (BROOKS, 2008).

Normalmente, ao se falar de *Markov switching models*, as principais referências que surgem são os trabalhos desenvolvidos por Hamilton (1989, 1990, 1994), que percebeu que as mudanças discretas no regime da série histórica não são pautadas por eventos determinísticos e perfeitamente previsíveis, tal como acontece com os modelos de regressão sazonais que utilizam variáveis *dummies*, mas que a ocorrência desses "pontos de virada" segue um comportamento estocástico não observável, governado pela lei das probabilidades.

Nesse escopo, uma variável dependente Y_t presente numa série histórica estacionária e observável é influenciada por uma variável aleatória não observável $S_t \in [1, n]$, a qual descreve o estado ou regime que estava na data t. Isto significa que se existem *n* regimes, então existirão *n* modelos que explanam o seu comportamento ao longo do tempo especificado. Logo, supondo que o vetor Y seja regido pela equação (15), com $u_t \sim N(0, \sigma^2_{St})$, e que $S_t = [1, 2]$, isso mostraria que dois processos diferentes explicam seu valor esperado: se $S_t = 1$, então $\mu_{st} = \mu_1$, $u_t \sim N(0, \sigma^2_1)$; se $S_t = 2$, então $\mu_{st} = \mu_2$, $u_t \sim N(0, \sigma^2_2)$, com $\mu_1 \neq \mu_2$; $\sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$. Empiricamente, Perlin (2012) ilustra que Y poderia ser um vetor do logaritmo dos

[9] Aqui o TAR não será abordado, haja vista que nele o regime da variável é conhecido e observável.

retornos de um ativo financeiro, onde S_t seria o regime do mercado, cujos valores indicariam tendências de retornos esperados positiva (*Bull Market*) ou negativa (*Bear Market*).

$$Y_t = \mu_{S_{t-1}} + u_t \qquad (15)$$

No intuito de estabelecer o comportamento estocástico de S_t, Hamilton (1989, 1990, 1994) considerou o uso da cadeia de Markov, que é um processo cuja probabilidade da variável estar em determinado regime, em um dado período de tempo, depende apenas do regime no período de tempo imediatamente anterior (KOLMAN; HILL, 2013). Em outras palavras, a probabilidade de S_t depende apenas de S_{t-1}, tal como mostra a equação (16):

$$P\{S_t = i | S_{t-1} = j\} = p_{ij} \qquad (16)$$

Para cada i $\in$ {1, 2,..., n}, j $\in$ {1, 2,..., n}, seja p_{ij} definida como a probabilidade de transição da variável, isto é, são as chances de que se ela está no regime j em certo período de tempo, então ela estará no regime i no próximo período de observação. Ademais, p_{ij} não muda com o passar do tempo[10], e por ser uma probabilidade, deve estar no intervalo [0, 1], com i, j pertencente ao intervalo [1, n]. Normalmente, é interessante escrever tais probabilidades de transição numa matriz *k* x *k* P = [p_{ij}] denominada de matriz de transição da cadeia de Markov, conforme demonstrado pela equação (17):

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1j} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{i1} & \cdots & p_{ij} \end{bmatrix} \qquad (17)$$

É importante também comentar que se a variável está no regime j em certo período de tempo, logo ela deve estar num dos *n* regimes no próximo período de tempo, podendo inclusive permanecer no regime j. Portanto, é imperativo que

$$p_{1j} + p_{2j} + ... + p_{nj} = 1 \qquad (18)$$

Em conjunto com a matriz de transição tem-se o vetor de estado da cadeia de Markov, o qual agrupa as probabilidades $p_n^{(k)}$ de que a variável esteja em qualquer um dos *n* estados em períodos futuros de tempo *k*, com $k \geq 0$, conforme mostra a equação (19):

$$x^{(k)} = \begin{bmatrix} p_1^{(k)} \\ \vdots \\ p_n^{(k)} \end{bmatrix} \qquad (19)$$

[10] Perlin (2012) comenta que normalmente as probabilidades de transição são constantes, mas caso se necessite, é possível também considerá-las variando no tempo. Este procedimento é conhecido como TVTP (*time varying transition probabilities*).

Caso k = 0, $x^{(0)}$ é conhecido como vetor de estado inicial. Assim, o vetor de estado $x^{(k+1)}$ pode ser estimado a partir do vetor de estado $x^{(k)}$ e da matriz de transição P com a equação (20). Nesses termos, a matriz de transição e o vetor de estado inicial definem totalmente todos os outros vetores de estado (KOLMAN; HILL, 2013).

$$x^{(k+1)} = Px^{(k)} = P^k x^{(0)} = \pi_k \quad (20)$$

Para se estimar os parâmetros da equação de previsão do modelo MS, tomar-se-á como exemplo a situação apresentada na equação (15), na qual Hamilton (1989, 1990, 1994) concebeu como um caso especial do modelo ARIMA (r, 1, 0), com r = 0, chamando-o de mistura de distribuições de probabilidades i.i.d[11]. Logo, o logaritmo da função de máxima verossimilhança (L) pode ser maximizado por métodos numéricos, considerando o vetor de parâmetros $\theta \equiv (\mu_1, ..., \mu_n; \sigma_1^2, ..., \sigma_n^2; \pi_1, ..., \pi_n)$ e a seguinte equação:

$$L(Y;\theta) = \sum_{t=1}^{T} \ln \sum_{j=1}^{n} \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} exp\left\{\frac{-(Y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (21)$$

Maiores detalhes sobre os procedimentos de parametrização do vetor θ estão descritos em Engel e Hamilton (1990), e o algoritmo computacional para o cálculo dos parâmetros é apresentado por Perlin (2012). Caso r > 0 no modelo ARIMA(r, 1, 0), basta adicionar os parâmetros $\varphi_1, ..., \varphi_n$ ao vetor θ e maximizar a equação (21).

Com o modelo MS, Hamilton (1989) estudou a série histórica do Produto Nacional Bruto (PNB) dos Estados Unidos pós 2º Guerra Mundial, entre 1951q2 a 1984q4, na qual verificou que mudanças de regime – de uma taxa positiva para uma taxa negativa de crescimento – é um fato recorrente no ciclo econômico dos EUA, e que de fato o modelo poderia ser utilizado como um critério objetivo para identificar padrões de longo prazo na economia norte-americana, separando portanto períodos com rápido crescimento daqueles com desaceleração no crescimento econômico, ou até mesmo tempos de recessão econômica. Além desse exemplo, é possível encontrar aplicações satisfatórias do modelo MS no trabalho de Brooks e Persand (2001) [*trade-off* de investimento entre títulos do governo e ações/tendências futuras do mercado de ações], Bergman e Hansson (2005) [taxa real de câmbio/Teoria da paridade do poder de compra] e Nikolsko-Rzhevskyy e Prodan (2012) [previsão da taxa de câmbio no período pós Bretton-Woods].

[11] Independente e identicamente distribuídas.

Entretanto, é preciso reconhecer que a variância estimada no modelo MS de Hamilton (1989, 1994) assume o pressuposto da homocedasticidade, isto é, seu valor é constante. Em caso de existência de heterocedasticidade, a literatura econométrica recomenda o uso de modelos da família GARCH para se calcular a variância condicional presente na série histórica, conforme comentado anteriormente.

O problema é que, caso a série temporal em questão também tenha quebra estrutural, os modelos GARCH podem apresentar valores exagerados em seus parâmetros de estimação, ocasionando uma maior persistência dos choques na variância do que deveria ser, ou seja, ela demora a diminuir ao longo do tempo, o que prejudica a eficácia preditiva do modelo.

Neste quesito, Lamoureux e Lastrapes (1990) mostraram que a alta persistência na variância é decorrente da variação dos parâmetros GARCH no tempo (α_i e β_i), os quais afetam o resultado da variância incondicional: à medida que a sua soma se aproxima de 1, os efeitos dos choques passados na variância corrente ficam mais fortes. Mas se as mudanças estruturais de regime forem consideradas no modelo, a soma dos valores dos parâmetros GARCH se afasta de 1, diminuindo consideravelmente o efeito dos choques passados.

Contudo, é necessário comentar que a identificação dos regimes feita por Lamoureux e Lastrapes (1990) aconteceu de maneira determinística, cujos autores reconheceram nessa estratégia analítica a dificuldade em determinar o *timing* dessas mudanças estruturais na variância incondicional, especialmente para choques individuais. No final de sua investigação, os autores sugerem inclusive a utilização do modelo MS desenvolvido por Hamilton (1989, 1994) para lidar com esse quesito pertinente à mudança de regime da variância no tempo.

Nessa esteira, Hamilton e Susmel (1994) desenvolveram o *Markov-switching ARCH*, também conhecido pelo acrônimo SWARCH (K, q), onde K representa o número de regimes e q indica a ordem do processo ARCH(q). Caso haja a presença do efeito alavancagem (*leverage*) na variância, o modelo passa a se chamar SWARCH-L (K, q). Aqui, ao invés de se estimar a média condicionada à mudança de regime (μ_{St}), é estimada a variância dos resíduos condicionada às alterações do estado da série temporal (u_t), a partir das seguintes equações:

$$Y_t = \mu_t + u_t \qquad (22)$$

$$u_t = \sqrt{g_{s_t} h_t^2} * v_t \qquad (23)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i * u_{t-i}^2 \qquad (24)$$

Onde $\tilde{u}_t$ é o desvio-padrão condicional, v_t é uma variável i.i.d. com média zero, variância unitária e usualmente sendo uma distribuição Normal ou t-Student, $S_t \in [1, n]$ regida por uma cadeia de Markov com *n* regimes, h_t^2 é a variância condicional do processo ARCH(q) e $\sqrt{g_{s_t}}$ é um fator que multiplica o processo ARCH(q), no qual $g_1 = 1$, normalizado na unidade, e $g_{s_t} \geq 1$ para $S_t = \{2, ..., n\}$. Logo, a ideia é modelar as mudanças no regime como mudanças na escala do processo. A variância dos resíduos condicionada nos regimes atual e passados é abaixo descrita, onde F_t representa o conjunto de informações do período atual:

$$E\left(u_t^2 | S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-q}, u_{t-1}, \dots, u_{t-q}\right) = E(u_t^2 | F_t) \quad (25)$$

$$E(u_t^2 | F_t) = E\left[\left(\sqrt{g_{s_t} h_t^2} * v_t\right)^2 | F_t\right] \quad (26)$$

$$E(u_t^2 | F_t) = g_{s_t} * E(h_t^2 | F_t) \quad (27)$$

$$E(u_t^2 | F_t) = g_{s_t} * E\left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i * \left(\frac{u_{t-i}^2}{g_{St-i}}\right)\right) \equiv \sigma_t^2\left(S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-q}\right) \quad (28)$$

Para se estimar os parâmetros da equação de previsão do modelo SWARCH, tomar-se-á como exemplo as situações mostradas nas equações (22) a (24). Portanto, o logaritmo da função de máxima verossimilhança pode ser maximizado por métodos numéricos[12], a partir da seguinte sequencia de equações e levando em consideração a população de parâmetros μ_t, α_0, α_1, ..., α_q, π_1, ..., π_n, g_1, ..., g_n:

$$f\left(Y_t \mid \mu_t, S_t, \dots, S_{t-q}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_t\left(S_t, \dots, S_{t-q}\right)} exp\left\{\frac{-(Y_t - \mu_t)^2}{2\sigma_t^2\left(S_t, \dots, S_{t-q}\right)}\right\} \quad (29)$$

$$L = \sum_{t=1}^{T} \ln f\left(Y_t \mid \mu_t, S_t, \dots, S_{t-q}\right) \quad (30)$$

Novamente, caso r > 0 no modelo ARIMA(r, 1, 0), basta adicionar φ_1, ..., φ_n (termos autorregressivos) à população de parâmetros e maximizar a equação (30).

Assim, ao analisarem os retornos semanais de um portfólio ponderado de ações negociadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque (NYSE) entre 1962 e 1987, Hamilton e Susmel (1994) identificaram a superioridade do modelo SWARCH frente aos da família GARCH, considerando ou não o efeito alavancagem, no tocante ao ajustamento e previsão dos dados, indicando que regimes de alta volatilidade estão, em certo grau, associados com recessões econômicas. Recentemente, Santana e Bueno (2008) avaliaram empiricamente a

[12] O algoritmo computacional está disponível em: http://dss.ucsd.edu/~jhamilto/software.htm#Markov.

previsão de volatilidade e o conteúdo informacional das variações do câmbio US$/R$ a partir de opções negociadas na BM&FBOVESPA, os quais encontraram evidências da superioridade do modelo SWARCH frente aos modelos de volatilidade implícita. Em relação à série histórica diária dos preços do petróleo tipo Brent [1987 a 2009], Oliveira e Pereira (2012) também encontraram resultados satisfatórios para o uso do SWARCH na previsão da volatilidade.

Para finalizar a escrita sobre modelos de séries temporais a serem utilizados nessa tese, são trazidas para a discussão as motivações do trabalho de Bressan (2004), que se propôs a verificar a possibilidade de aplicação de alguns modelos de previsão de preços para a negociação de contratos futuros de algumas commodities relevantes transacionadas na BM&FBOVESPA, isto é, a partir das cotações de preços no mercado spot, se era possível sinalizar posições de compra e venda no mercado futuro.

Após testar três metodologias de previsão univariada pelo Índice de Sharpe, o autor concluiu que os modelos ARIMA, bem como os Lineares Dinâmicos, são os mais apropriados para indicar tendências de mercado para operações de compra e venda de contratos futuros. Uma vez que na data do vencimento o preço futuro converge para o preço *spot* (BLACK, 1976; HULL, 2012), tais modelos permitiram um acompanhamento mais acurado do fortalecimento/enfraquecimento da Base no tempo.

Ademais, este estudo abre possibilidades de seu uso na construção de séries de preços futuros de produtos agrícolas que ainda não são transacionados em bolsas de valores, como é o caso das frutas exportadas. Uma vez logrado êxito nesse quesito, torna-se possível então estimar a proporção ótima de contratos futuros que podem ser lançados no mercado com vistas a diminuir o risco do negócio, também conhecida como razão ótima de hedge, que será tratada na próxima seção.

2.2 Abordagens de hedging para mercados futuros

Em relação às várias possibilidades de cálculo da razão ótima de hedge, Chen, Lee e Shrestha (2003) explicam que elas podem ser divididas em duas abordagens: a estática, por considerar que a razão de hedge é constante ao longo do tempo, estimada a partir de distribuições de probabilidade incondicionais; e a dinâmica, que admite que a razão de hedge varia ao longo do tempo, que é estimada por distribuições de probabilidade condicionais. Nessa seção, são apresentadas e discutidas teoricamente três abordagens estáticas (variância

mínima, média-variância e dominância estocástica) e duas abordagens dinâmicas via modelos GARCH multivariados, destacando suas peculiaridades quanto ao seu uso.

2.2.1 A abordagem da variância mínima

Com o surgimento dos contratos futuros como uma alternativa para a proteção contra a variação dos preços de commodities ou ativos financeiros, a tendência natural para os agentes que buscam esse propósito é realizar uma operação de diversificação pareada e unitária entre os preços negociados à vista (*spot*) e os preços esperados na data do vencimento do contrato (futuros), tal como num portfólio de investimentos: para cada posição existente no mercado *spot*, haveria uma posição oposta no mercado de futuros, de modo que o risco seria totalmente anulado em caso de perfeita correlação entre esses mercados, e o retorno esperado estaria preservado. Essa operação é chamada de hedge total ou *naïve hedge*.

Acontece que, conforme anteriormente já demonstrado por Markowitz (1952), a relação entre risco e retorno em um portfólio de investimentos se dá de maneira antagônica, uma vez que o investidor procurará minimizar o risco, por ser algo indesejável, ao mesmo tempo em que intentará maximizar o retorno, justamente por ser o objetivo desejado. Assim, o portfólio com o máximo retorno esperado não é necessariamente aquele com o menor risco encontrado (e vice-versa). Logo, a partir de formulações estatísticas, Markowitz (1952) explica que a relação entre risco e retorno, em termos gráficos, se dá de maneira côncava, cujo ponto de menor risco permite estabelecer uma fronteira eficiente de construção de portfólios que procura atender ao *trade off* risco-retorno. O ponto-chave da Teoria do Portfólio é descobrir qual é a proporção ótima entre os ativos envolvidos que alcance esse propósito.

Dadas essas premissas iniciais, é de se desconfiar que nem sempre o hedge total minimizará os riscos incorridos pelo investidor de maneira eficiente. Seguindo uma perspectiva que se utiliza da Teoria do Portfólio de Markowitz (1952), Johnson (1960) apresentou a sua proposta para uma teoria sobre hedging e especulação para o mercado futuro de commodities, tendo em vista a motivação dos investidores em reduzir o risco de preço de suas operações: *"Dada uma posição consistindo de um número, x_i, de unidades físicas mantidas no mercado i, um 'hedge' é definido como uma posição no mercado j de tamanho x_j unidades tal que o 'risco de preço' de manter x_i e x_j do tempo t_1 até t_2 é minimizado"*[13] (p.142, Tradução Nossa). Logo, o retorno R_h esperado pelo investidor é:

$$E(R_h) = x_i R_i + x_j R_j \qquad (31)$$

[13] Traduzido do original em inglês.

Onde R_i e R_j são os valores médios das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 existentes nos mercados i (ou *spot*) e j (ou futuro). E a variância de R é dada pela seguinte equação:

$$V(R_h) = x_i^2\sigma_i^2 + x_j^2\sigma_j^2 + 2x_ix_jcov_{ij} \quad (32)$$

Onde σ_i^2 e σ_j^2 são as variâncias das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 existentes nos mercados i e j, e cov_{ij} representa a covariância das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 existente nesses mercados. Para minimizar o risco medido por $V(R_h)$, aplica-se a derivada parcial da equação 32 em relação à x_j e igualando-a a zero, tem-se:

$$\frac{\partial V(R_h)}{\partial x_j} = 0 \rightarrow \frac{x_j}{x_i} = -\frac{cov_{ij}}{\sigma_j^2} = -\rho\frac{\sigma_i}{\sigma_j} \quad (33)$$

Onde σ_i e σ_j são os desvios-padrão das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 existentes nos mercados i e j, e ρ representa a correlação entre variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 presente nesses mercados. A razão x_j/x_i indica a proporção ótima de contratos futuros no mercado j que devem ser tomados em relação ao mercado i, popularizando-se como razão ótima de hedge, ou *H*. O sinal negativo indica que essas posições no mercado futuro são vendidas (ou short), indicando a relação oposta e pareada ente os mercados spot e futuros.

Ao rearranjar a equação (33) em função de x_j e aplicando-a na equação (32), tem-se uma expressão que Johnson (1960) definiu como efetividade do hedge (HE), porque intenta em medir a redução relativa de $V(R_h)$ sobre σ_i^2:

$$HE = \left(1 - \frac{V(R_h)}{x_i^2 * \sigma_i^2}\right) = \rho^2 \quad (34)$$

Nesses termos, verifica-se que quanto maior for o coeficiente de correlação entre os mercados spot e futuros, maior será a efetividade do hedge. Assim nascia a abordagem conhecida como variância mínima (MV), e sua rápida aceitação entre os investidores se deu justamente pela simplicidade de seus cálculos (CHEN; LEE; SHRESTHA, 2003) e pela sua consistência com o modelo da utilidade esperada (sob certas condições específicas), independentemente da função utilidade por eles escolhida (LIEN; TSE, 2002).

Além disso, também é importante comentar a principal diferença entre as propostas de Markowitz (1952) e Johnson (1960), ainda que as equações de média e variância sejam as mesmas: ao invés dos mercados spot e futuros serem vistos como substitutos, eles são vistos como complementares, uma vez que as posições no mercado spot são fixas e a decisão recai sobre o quanto dessas posições precisam ser protegidas no mercado de futuros. Tendo isso em mente, Ederington (1979) testou a abordagem MV em ativos financeiros (sendo uma inovação

na época), o qual relatou, dentre outros resultados, que o hedge parcial ($0 < H < 1$) se mostrou mais eficiente do que o hedge total (H=1) e da ausência do hedge (H=0).

Em seguida, Junkus e Lee (1985) explicaram que a razão ótima H proposta por Johnson (1960) é o coeficiente angular (β) da regressão linear simples, pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), entre a variação dos preços spot (ΔS) e futuros (ΔF), descrito pela seguinte equação:

$$\Delta S = \alpha + \beta \Delta F + \varepsilon \quad (35)$$

Onde α é o coeficiente linear e ε é o termo de erro do tipo ruído branco, com distribuição de probabilidade esperada $N(0; \sigma^2)$. Além disso, a efetividade do hedge ρ^2 pode ser obtida pelo coeficiente de determinação R^2 resultante da equação (35). Por essa metodologia, Junkus e Lee (1985) também conseguiram demonstrar a aplicabilidade da MV para três índices de preços futuros (um avanço para a época), bem como a sua efetividade na redução do risco de preço.

Por outro lado, Myers e Thompson (1989) questionaram se o cálculo da razão ótima de hedge H por regressão simples via MQO podia ser realizado, independentemente do formato da entrada dos dados dos preços spot e futuros no modelo (nível, variação ou retorno). Em seus achados, eles verificaram que nenhum desses tipos de regressão é apropriado para a estimação da razão ótima de hedge, porque o coeficiente angular β fornece um resultado a partir de dados incondicionais de covariância e variância das séries históricas de preços *spot* e futuros consideradas, quando deveria fornecer razões de hedge condicionadas à covariância e variância das informações disponíveis à época em que a decisão de hedging fora tomada. Admitindo que Ω_{t-1} seja o conjunto de informações disponíveis[14] em t – 1, a equação (33) proposta por Johnson (1960) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$h_t^* = \frac{-cov(\Delta S;\Delta F)|\Omega_{t-1}}{var(\Delta F)|\Omega_{t-1}} \quad (36)$$

Nessa perspectiva, a equação (35) passa a ser um caso especial da equação (36), cuja recomendação para a entrada dos dados é que eles estejam no formato de variação (ΔS e ΔF). Dois modelos generalizados para o uso de regressão simples via MQO no cálculo da razão ótima de hedge são descritos por Myers e Thompson (1989) nas seguintes equações:

$$S_t = \alpha_0 + \beta F_t + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i S_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j F_{t-j} + \varepsilon_t \quad (37)$$

[14] Tal conjunto de informações pode conter valores defasados de ΔS e ΔF, produção, estoques, exportações e renda do consumidor, dentre outros (MYERS; THOMPSON, 1989).

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \beta \Delta \mathrm{F}_t + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \Delta \mathrm{S}_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \Delta \mathrm{F}_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (38)$$

Onde q representa o valor máximo dos termos defasados dos preços e variações nos mercados spot e futuros a serem considerados no modelo, e β representa a razão ótima de hedge calculada. A principal diferença entre as equações acima descritas está ligada aos aspectos econométricos da estacionariedade das séries históricas: caso a série seja estacionária, utiliza-se a equação (37); caso contrário, recomenda-se o uso da equação (38). Ademais, essas equações eliminam o efeito da autocorrelação serial dos resíduos presentes na equação (35), em caso da sua distribuição de probabilidade esperada não for um ruído branco.

Uma das recomendações propostas por Myers e Thompson (1989) é que se façam testes das equações (35), (37) e (38) para valores fora do período, de modo a verificar qual razão ótima de hedge – incondicional ou condicional – obteve a melhor efetividade na redução da variância no risco de preço, e, por conseguinte, a que deve ser utilizada.

Outro aspecto que deve ser considerado ao se estudar a razão ótima de hedge com covariância e variância condicionadas na abordagem MV é a cointegração, uma vez que há trabalhos empíricos indicando a sua existência entre os preços dos mercados spot e futuros (LIEN; LUO, 1993b; CHOU; FAN; LEE, 1996; ABITANTE, 2008; ÇAĞLI; MANDACI, 2013). Nesse aspecto, Engle e Granger (1987) mostram uma classe de modelos conhecida como correção de erro (ECM), que permitem que componentes de longo prazo das variáveis envolvidas obedeçam as restrições de equilíbrio enquanto que os componentes de curto prazo tenham uma especificação dinâmica flexível. De outra forma, se duas séries históricas de preços são não estacionárias, mas uma combinação linear delas é estacionária, ambas as séries são cointegradas e deve existir uma equação de correção de erro.

O primeiro passo para o teste de cointegração entre suas séries históricas é a determinação da sua ordem de integração I(d), de modo a verificar se são estacionárias ou não. Caso I(d) = 0, as séries são estacionárias e não há necessidade de diferenciação; do contrário, se I(d) = 1, haverá a necessidade de se realizar a diferenciação das séries, uma vez que elas são não estacionárias justamente por apresentar raiz unitária. Ainda que literatura especializada em econometria mostre vários testes para se detectar a estacionariedade da série, Engle e Granger (1987) recomendam o uso do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para a detecção da raiz unitária nas séries históricas (DICKEY; FULLER, 1979).

O segundo passo para o teste de cointegração é a estimação do modelo de correção de erro a partir das seguintes equações por MQO (CHOU; FAN; LEE, 1996):

$$\mathrm{S_t} = \mathrm{a} + \mathrm{bF_t} + \mathrm{u_t} \qquad (39)$$

$$\hat{u}_{t-1} = S_{t-1} - a - bF_{t-1} \quad (40)$$

$$\Delta S_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \beta \Delta F_t + \sum_{i=1}^{m} \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \theta_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \quad (41)$$

A interpretação da equação (41) se dá da seguinte forma: o termo de correção de erro (α) captura as restrições de equilíbrio de longo prazo, os termos δ_i e θ_j capturam as dinâmicas flexíveis de curto prazo existentes nas variações defasadas de S e F, e β representa a razão ótima de hedge. Note que a equação (38) é bem semelhante à equação (41), com exceção do termo de correção de erro. Em termos empíricos, Chou, Fan e Lee (1996) verificaram que, em observações fora do período, a razão ótima de hedge calculada pelo ECM obteve uma efetividade na redução da variância dos retornos do portfólio S/F melhor do que o modelo proposto por Junkus e Lee (1985), ao analisarem o índice Nikkei de futuros.

Uma vez apresentada a evolução das técnicas para o cálculo da razão ótima de hedge para a abordagem da variância mínima, Chen, Lee e Shrestha (2003) explicam que ela não é consistente com a abordagem da média-variância, especialmente porque ignora o retorno esperado do portfólio hedgeado durante a descoberta de *H*. Além disso, Lien e Tse (2002) comentam que as seguintes condições precisam acontecer para o seu uso: i) não é permitido aos investidor emprestar ou tomar emprestado; ii) não existem custos de transação; iii) os preços futuros atuais não estão enviesados com os preços futuros por surgir. Alternativamente, são mostradas a seguir abordagens que consideram juntos a média e a variância do portfólio, a partir da maximização de uma dada função utilidade em relação à *H*.

2.2.2 As abordagens da média-variância

As abordagens da média-variância consideram a maximização de uma dada função utilidade *U* que represente o portfólio mercado spot/futuros, ao invés de somente procurar minimizar a sua função de variância e aceitar o seu respectivo retorno. Isto porque os investidores, como visto anteriormente em Markowitz (1952), querem, ao mesmo tempo, maximizar os retornos e minimizar os riscos. Nesse sentido, Anderson e Danthine (1980, 1981) foram um dos primeiros a apresentar uma função utilidade que lidasse com o *trade-off* risco [Var(U)] e retorno [E(U)], a partir da maximização da seguinte equação:

$$Max\ E(U) - {}^{1}/_{2} * A * Var(U) \quad (42)$$

Onde *A* é um número real positivo maior do que um, que indica os graus de aversão do investidor ao risco, que para os fins dessa tese, está vinculada com o conceito de aversão a perdas, conforme explicam Kahneman e Tversky (1979) e Tversky e Kahneman (1992).

Se admitir que E(U) é a função de retorno do portfólio dada em (31) e que Var(U) é a função de risco dada em (32), é possível perceber que o investidor procurará uma razão ótima de hedge *H* que maximize essa diferença, a partir do parâmetro *A*. Nessa perspectiva, não existe apenas um único ponto ótimo, mas um conjunto de pontos ótimos em função dos graus de aversão ao risco percebidos dos investidores. Assim a equação (42) é reescrita conforme a equação (43), conhecida como certeza do retorno equivalente (HSIN; KUO; LEE, 1994):

$$Max\ V(E(R_h); \sigma_h^2; A) = E(R_h) - {}^1/_2 * A\sigma_h^2 \qquad (43)$$

$$\frac{\partial V(E(R_h);\sigma_h^2;A)}{\partial h} = 0 \rightarrow H = \frac{E(R_f)}{A\sigma_f^2} - \rho\frac{\sigma_s}{\sigma_f} \qquad (44)$$

$$HE = V(E(R_h); \sigma_h^2; A) - V(E(R_s); \sigma_s^2; A) = R_h^{ce} - R_s^{ce} \qquad (45)$$

Onde σ_s e σ_f são os desvios-padrão das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 existentes nos mercados spot e futuros. A equação (44) indica o resultado da derivada parcial da equação (43) em função de *H* e igualando-a a zero. A equação (45) mostra como calcular a efetividade do hedge da certeza do retorno equivalente. De acordo com Chen, Lee e Shrestha (2003), caso $A \rightarrow \infty$ [o grau de aversão do investidor tende ao infinito] ou $E(R_f) = 0$ [a média dos retornos futuros é zero], a equação (44) torna-se a equação (33), ou seja, a abordagem da variância mínima torna-se o melhor caminho para se calcular a razão ótima de hedge. Para um melhor entendimento, a Figura 2 estima o comportamento de *H* em função de *A*, quando $A \rightarrow \infty$.

Figura 2. Razão ótima de hedge em função do grau de aversão ao risco

Fonte: Elaboração própria.

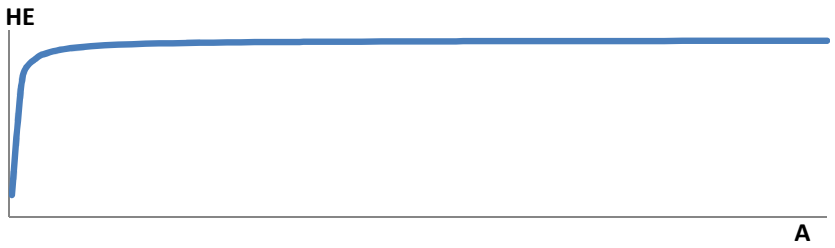
Contudo, uma consideração acerca da equação (45) precisa ser feita. Hsin, Kuo e Lee (1994, p.694) a apresentaram como uma alternativa à equação (34) porque ela considera tanto o risco e o retorno esperado, bem como é uma medida consistente e independente das variações empíricas esperadas dos preços spot. Ademais, informaram que um valor positivo de HE significa que o hedge é efetivo, enquanto que valores negativos indicam a sua ineficiência. Todavia, o formato da equação (45), em função de *A*, indica que ela é uma

função linear crescente, na qual se $A \rightarrow \infty$, HE $\rightarrow \infty$, para cada H ótimo encontrado. Mas como já visto, se $A \rightarrow \infty$, a equação (44) resulta na equação (33), que apresenta uma HE $< \infty$. Portanto, para os fins desta tese, a equação (45) é reescrita no seguinte formato:

$$HE = \begin{cases} 1 - \frac{R_h^{ce}}{R_s^{ce}}, se\ R_s^{ce} < 0 \\ \frac{R_h^{ce}}{R_s^{ce}} - 1, se\ R_s^{ce} > 0 \end{cases} \qquad (46)$$

Nessa nova configuração, além de se manter as propriedades citadas por Hsin, Kuo e Lee (1994), ela também mostra que se $A \rightarrow \infty$, a equação (46) resultará na equação (34). Ou seja, quanto maior for a aversão ao risco, maior será a efetividade do hedge, até o ponto em que apresente a mesma HE da variância mínima. Para uma melhor ilustração, a Figura 3 estima o comportamento de HE em função de *A*, quando $A \rightarrow \infty$.

Figura 3. Efetividade do hedge em função do grau de aversão ao risco



Fonte: Elaboração própria.

Outra abordagem que também leva em consideração a proposta da média-variância é a apresentada por Howard e D'Antonio (1984), cujo modelo considera um agente que tem a oportunidade de investir em três ativos – posições no mercado spot, contratos futuros e ativos livres de risco – cujo portfólio pode conter contratos futuros vendidos (*short*), comprados (*long*) ou nenhum, e o agente é indiferente entre comprar posições no mercado spot ou ativos livre de risco. A partir dessas variáveis, a exata posição tomada no mercado de futuros normalmente dependerá da taxa livre de risco, dos retornos esperados, dos desvios-padrão dos retornos e da correlação desses retornos nos mercados spot e futuros.

Nesse contexto, Howard e D'Antonio (1984) explicam que a decisão de se ter contratos futuros não está alicerçada tão somente na redução do risco, mas também na capacidade deles em melhorar as características de risco-retorno do portfólio desse agente. Em termos matemáticos, uma medida para se obter a proporção ótima *h* de contratos futuros é maximizar a seguinte equação, inspirada no Índice de Sharpe:

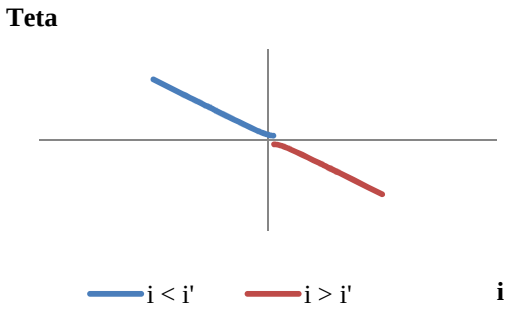
$$Max\ \theta = Max \frac{\bar{R}_h - i}{\sigma_h} \qquad (47)$$

Onde $\bar{R}_h$ é o retorno esperado do portfólio definido pela equação (31), σ_h é o desvio-padrão do portfólio definido pela raiz quadrada da equação (32), e *i* é a taxa livre de risco. Ao calcular a derivada parcial de θ em relação à *H* e igualando-a a zero, tem-se a seguinte equação para a razão ótima de hedge *H*, para cada valor de *i*:

$$\frac{\partial\theta}{\partial H} = 0 \rightarrow H = \frac{\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_f}\right)\left[\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_f}\right)\left(\frac{\bar{R}_f}{\bar{R}_S - i}\right) - \rho\right]}{\left[1 - \left(\frac{\sigma_S}{\sigma_f}\right)\left(\frac{\bar{R}_f \rho}{\bar{R}_S - i}\right)\right]} \qquad (48)$$

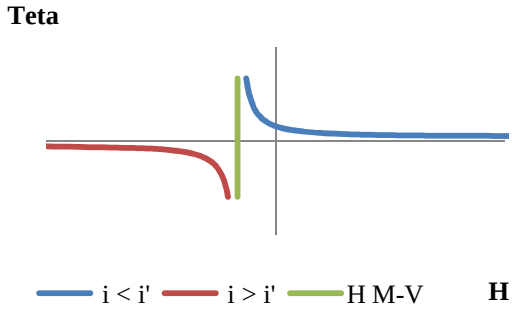
Onde $\bar{R}_s$ e $\bar{R}_f$ são os retornos esperados e σ_s e σ_f são os desvios-padrão dos retornos dos preços nos mercados spot e futuros, respectivamente, e ρ indica a correlação entre esses retornos. Tal como visto anteriormente, se $\bar{R}_f$ = 0, a equação (48) torna-se a equação (33) e a abordagem da variância mínima torna-se a melhor expressão para se calcular a razão ótima de hedge. Ademais, *i* é a variável equivalente ao grau de aversão ao risco *A* visto anteriormente em Anderson e Danthine (1980, 1981). Se $i \rightarrow \pm\infty$, a equação (48) reduz-se a equação (33), e $\theta \rightarrow +\infty$, caso $i \rightarrow -\infty$; ou $\theta \rightarrow -\infty$, caso $i \rightarrow +\infty$ (Figura 4). Além disso, se $\theta \rightarrow \pm\infty$, a equação (47) produz o mesmo resultado de hedge ótimo da variância mínima (ver equação 33), conforme ilustra a estimação da Figura 5.

Figura 4. Relação Teta-i



Fonte: Elaboração própria.

Figura 5. Relação Teta-H



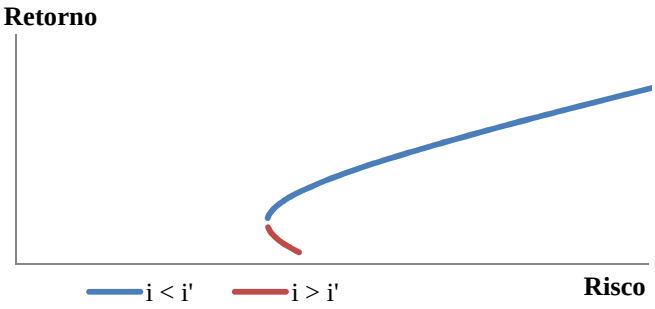
Fonte: Elaboração própria.

Como visto nas Figuras 4 e 5, as funções de Teta em relação a *i* e *H* são descontínuas, especialmente quando $i \rightarrow i'$. Nesse valor, a razão ótima de hedge encontrada produzirá um retorno esperado $E(R_h)'$ o qual é entendido como retorno esperado assintótico, tal como acontece com a função f(x) = 1/x, onde os eixos coordenados são suas respectivas assíntotas.

Portanto, se a taxa livre de risco tender para o valor do retorno do portfólio quando *H* é obtido pela abordagem da variância mínima [ver equação (33)], ou seja, $i \rightarrow E(R_h)' \mid H = -\rho\frac{\sigma_i}{\sigma_j}$, o valor de Teta tenderá para mais ou menos infinito, porque o resultado do denominador da equação (48) será igual a zero. Tal situação já havia sido anteriormente

identificada em decorrência do não atendimento da condição de segunda ordem (SOC) da equação (48) (HSIN; KUO; LEE, 1994; CHEN, LEE; SHRESTHA; 2001), provocando tal descontinuidade nas funções. Além disso, se i > i', é necessário minimizar a equação (47), ao invés de maximizá-la quando i < i', o que indica uma preferência condicionada do investidor. Em termos práticos, isso se mostra relevante porque a taxa de juros livre de risco adotada pelo investidor precisa ser diferente desse retorno esperado assintótico, sob pena de inviabilizar o uso dessa abordagem. E a respeito da relação risco-retorno, a Figura 6 mostra que a fronteira eficiente desse *trade off* somente acontece quando i < i'.

Figura 6. Relação Risco-retorno a partir de valores de i



Fonte: Elaboração própria.

Nesse ínterim, é interessante discutir sobre o cálculo da efetividade do hedge proposta por Howard e D'Antonio (1984), a partir da seguinte equação:

$$HE = \frac{\frac{\bar{R}_h - i}{\sigma_h}}{\frac{\bar{R}_s - i}{\sigma_s}} \qquad (49)$$

Contudo, um estudo posterior a Howard e D'Antonio (1984) comenta que a equação (49) apresenta resultados ambíguos[15], uma vez que para a equação (48) ser máxima, a condição $\bar{R}_s - i > 0$ precisa ser atendida. No intuito de corrigir essa situação, Chang e Shanker (1987) dizem que não necessariamente $\bar{R}_s - i$ tem que ser maior do que zero, uma vez que em termos probabilísticos, existe a chance de que $\bar{R}_s - i < 0$, conforme demonstração empírica apresentada em seu trabalho. Com vistas a solucionar tal impasse, é apresentada a seguinte equação para HE (CHANG; SHANKER, 1987, p.376):

$$HE = \frac{\left(\frac{\bar{R}_h - i}{\sigma_h}\right) - \left(\frac{\bar{R}_s - i}{\sigma_s}\right)}{\left|\frac{\bar{R}_s - i}{\sigma_s}\right|} \qquad (50)$$

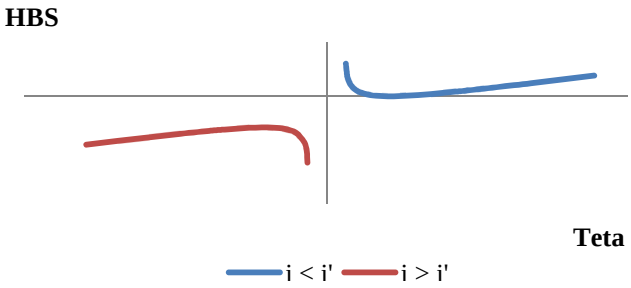
[15] Tal ambiguidade está ilustrada na Figura 6, entendida no seguinte modo: a equação (49) indica também que se i > i', haverá um HE positivo e, portanto, efetivo. Contudo, para todo i > i', percebe-se que o *trade off* risco-retorno é ineficiente, uma vez que o investidor se arrisca mais por um retorno menor.

Nessa nova equação, a ambiguidade desaparece, prevalecendo a seguinte conclusão: quanto maior for o valor de Teta do portfólio hedgeado, maior será a efetividade do hedge, independentemente do sinal de Teta do portfólio sem hedge. Ainda nessa discussão, Howard e D'Antonio (1987) respondem à supracitada crítica, a partir da seguinte análise da equação (50): ainda que ela solucione a situação em que $\bar{R}_s - i < 0$, ela tem dificuldades em lidar quando $\bar{R}_s - i$ é bem pequeno ou igual a zero, implicando em HE $\rightarrow \infty$. Com o intuito de poder solucionar ambas as situações, os autores apresentam uma nova medida chamada benefício do hedging por unidade de risco (HBS), assim descrita:

$$HBS = \frac{i + \left(\frac{\bar{R}_h - i}{\sigma_h}\right)\sigma_s - \bar{R}_s}{\sigma_s} \qquad (51)$$

A Figura 7 mostra uma relação estimada entre Teta e a medida HBS, para cada i.

Figura 7. Relação entre Teta e HBS a partir de valores de i



Fonte: Elaboração própria.

Tal como visto na Figura 4, se i $\rightarrow -\infty$, $\theta \rightarrow +\infty$. Contudo, o mesmo não acontece com HBS: o índice começa em $+\infty$, atinge o seu menor ponto na curva e depois segue para $+\infty$. O mesmo fenômeno é visto quando i $\rightarrow -\infty$, $\theta \rightarrow +\infty$, mas de maneira inversa, demonstrando novamente a ineficiência do hedge quando i > i' e contradizendo as conclusões obtidas na HE proposta por Chang e Shanker (1987). Todavia, os resultados aferidos para HBS se mostraram inconsistentes, uma vez que se Teta $\rightarrow \pm\infty$, a razão ótima de hedge *H* será igual à da variância mínima, que tem uma HE < ∞. Logo, HBS deveria ser menor que infinito. Assim, o não atendimento da condição de segunda ordem (SOC) da equação (48) torna inapropriado qualquer medição de eficiência do hedge, principalmente quando testado fora do período (DE JONG; DE ROON; VELD, 1997).

Logo, uma vez descritas as técnicas para o cálculo da razão ótima de hedge para a abordagem da média-variância, Chen, Lee e Shrestha (2003) comentam que ela somente será válida se a função utilidade for quadrática ou se os retornos seguirem uma Distribuição

Normal. Do contrário, a razão de hedge não será ótima em relação ao princípio da maximização da utilidade esperada[16]. Portanto, são apresentadas no próximo tópico duas abordagens alternativas que procuram eliminar esses pressupostos específicos acima citados, considerando em seus cálculos o conceito de dominância estocástica, visto a seguir.

2.2.3 As abordagens de dominância estocástica

As abordagens que consideram o conceito de dominância estocástica determinam que o risco seja uma variável aleatória *X*, com uma dada distribuição de probabilidade F(X) = Pr{X ≤ x}, sendo F(X) uma função contínua, discreta ou mista, não decrescente, de intervalo finito [a; b] ou infinito [F(-∞) = 0; F(+∞) = 1]. Tendo isso em mente, Hanoch e Levy (1969) concebem duas variáveis aleatórias de risco (por exemplo, X e Y) os quais procuram formular a situação em que X domina Y (ou X é preferível a Y) através de uma função utilidade esperada *u* do tipo Von-Neumann-Morgenstern [ou seja, é determinada até por uma transformação linear, é não decrescente e os indivíduos maximizam a sua utilidade esperada]:

$$\Delta E_u > 0 \rightarrow E_f u(X) - E_g u(Y) > 0 \rightarrow E_f u(X) > E_g u(Y) \qquad (52)$$

Logo, a equação (52) diz que a utilidade esperada de *X* deve ser maior do que a utilidade esperada de *Y*, para cada função utilidade *u* pertencentes ao conjunto *U* de todas as funções utilidades admissíveis. Em termos intervalares e considerando uma variável aleatória *X* em duas funções cumulativas de distribuição de probabilidades F(X) e G(X) distintas, a equação (52) pode ser reescrita no seguinte formato (HANOCH; LEVY, 1969):

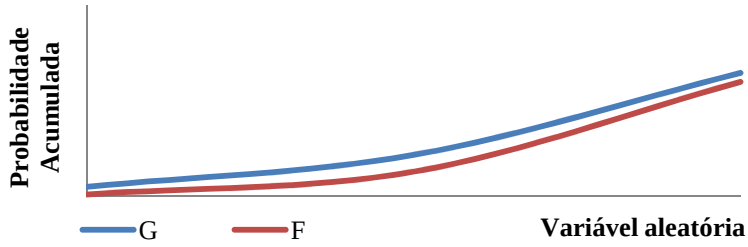
$$\Delta E_u > 0 \rightarrow E_f u(X) - E_g u(X) > 0 \rightarrow \int [G(X) - F(X)] du(X) > 0 \qquad (53)$$

A equação (53) permite explicar os três teoremas do grau de dominância estocástica propostos por Hanoch e Levy (1969). O primeiro diz que a condição necessária e suficiente para F dominar G é F(X) ≤ G(X) para todo X, e $F(X_0) < G(X_0)$, para certo X_0. Em outras palavras, uma vez que F e G são distintos, F domina G (ou F é estocasticamente maior do que G), se e somente se, para cada valor de X, a probabilidade de se obter X ou menos não é maior com F do que com G, o que por outro lado implica que 1 – F > 1 – G, ou seja, a probabilidade de se obter mais que X não é menor com F do que com G, para todo X considerado no intervalo.

[16] A função utilidade quadrática é frequentemente empregada na literatura de economia e finanças por permitir que a análise média-variância seja expressa numa função de utilidade esperada. Alternativamente, a função utilidade logarítimica também satisfaz a análise média-variância, porém com características mais desejáveis que a função utilidade quadrática. Maiores detalhes ver em Elton et al. (2004).

Graficamente, a distribuição de probabilidade F é um deslocamento para baixo (ou para a direita) da distribuição G, como mostram as estimações na Figura 8.

Figura 8. Representação gráfica da dominância estocástica



Fonte: Elaboração própria.

O segundo teorema diz que a condição necessária e suficiente para F dominar G, para toda função utilidade u(X) não decrescente e côncava, é:

$$\int_{-\infty}^{X}[G(t) - F(t)]dt \geq 0 \qquad (54)$$

Para todo X, e G $\neq$ F para certo X_0. Portanto, a área acumulada sob G não deve ser menor do que a área acumulada sob F, para todo número real menor do que *X*, mantendo a condição de que F e G são funções distintas de distribuição acumulada de probabilidade. E o terceiro teorema diz que sejam F e G duas funções de distribuição acumulada de probabilidade com respectivas médias μ_1 e μ_2, tal que para certo $X_0 < \infty$, $F \leq G$ (e $F < G$ para certo $X_1 < X_0$) e $F \geq G$ para $X \geq X_0$, a condição necessária e suficiente para F dominar G (para funções utilidades côncavas) é, se e somente se, $\mu_1 \geq \mu_2$.

Uma vez demonstrados seus três teoremas para a dominância estocástica, Hanoch e Levy (1969) apresentaram uma discussão (com exemplos) do por que a abordagem média-variância somente pode ser utilizada para a gestão do risco se a função utilidade for quadrática ou se os retornos dos ativos que compõem o portfólio seguirem uma distribuição de probabilidade de dois parâmetros, tal como a Distribuição Normal. Em relação à função utilidade quadrática, as duas principais objeções quanto ao seu uso são (a) o seu alcance limitado, sendo relevante somente na sua porção crescente, e (b) a exibição do aumento da aversão do risco absoluto em toda a função. Quando à distribuição de probabilidade com dois parâmetros, existe apenas uma única situação para sua aplicabilidade [quando F(X) e G(X) se interceptam], desde que $\sigma^2_F \leq \sigma^2_G$.

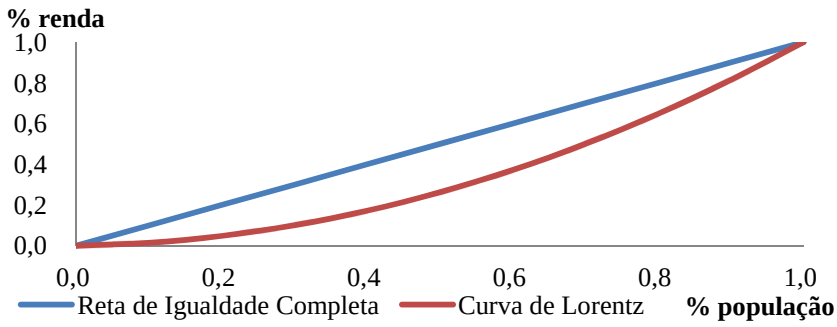
Tendo em vista tais limitações, novos modelos que consideram a dominância estocástica para se analisar o risco de um portfólio de ativos passaram a ser construídos e apresentados para validação empírica. Ademais, é importante salientar que, enquanto que as

abordagens da variância mínima e da média-variância focam nas séries de preços spot e futuros separadamente em suas equações, as abordagens de dominância estocástica miram na série de preços do portfólio, com vistas a descobrir as chances de sua ocorrência, a partir de certos fatores que indicam a aversão ao risco dos investidores. No escopo dessa tese, são consideradas as abordagens Média-Gini (LERMAN; YITZHAKI, 1984; SHALIT; YITZHAKI, 1984) e a Semivariância Generalizada (FISHBURN, 1977), mostradas a seguir.

2.2.3.1 A abordagem Média-Gini

O Índice de Gini (Γ) é mundialmente conhecido por ser utilizado para medir desigualdades de renda, dada a sua fácil interpretação geométrica, que é igual a razão da área entre a reta de igualdade completa e a curva de Lorenz pela área sob a reta de igualdade completa (TAN, 2007, p.465), ilustrados na Figura 9 e calculado pela equação (55). Quanto mais próximo de zero for, melhor será a distribuição de renda.

Figura 9. Representação gráfica da curva de Lorenz



Fonte: Elaboração própria.

$$\Gamma = 2\int_0^1 [x - f(x)]dx \quad (55)$$

Ainda que o propósito seja diferente, é possível perceber que a equação (55) é semelhante à equação (53), sugerindo, portanto, que o Índice de Gini segue o formato da dominância estocástica. Contudo, é importante ressaltar que somente a interpretação do índice é fácil; seu cálculo pode por vezes ser lento e difícil, especialmente quando as funções em questão são de distribuição acumulada de probabilidade. Nesse sentido, Lerman e Yitzhaki (1984) apresentaram uma fórmula simples, cujas informações necessárias para se calcular e interpretar o Índice de Gini de qualquer variável são sua média (μ_x), o tamanho do período ou da população (n) e a covariância entre a variável e a sua posição [P = R/n, R ∈ {1, ... ,n}] na respectiva função de distribuição de probabilidade empírica [F(P)]. Ao considerarem uma

proporção *v* que representa a aversão por desigualdade, Lerman e Yitzhaki (1984) mostraram um formato estendido para o cálculo do Índice de Gini:

$$\Gamma(v) = \frac{-v * cov\{x, [1 - F(p)]^{v-1}\}}{\mu_x} \qquad (56)$$

Portanto, é possível verificar na equação (56) que a aversão por desigualdade aumenta quando $v \rightarrow \infty$, $v \in R^+$. Quando *v* está entre 0 e 1, o índice mostra uma preferência pela desigualdade; se $v = 1$, isto indica uma indiferença para com a desigualdade e se $v = 2$, o índice se torna padrão. Ademais, é possível verificar que à medida que *x* aumenta, menores são as ocorrências de valores maiores do que *x* (dado que eles estão em ordem crescente), o que resultará sempre em covariâncias negativas. Logo, quanto mais próximo de zero estiver essa covariância, menor será o índice Γ, indicando uma maior predisposição para a igualdade, em cada valor de *v*. E a respeito da distribuição de probabilidade, a distribuição empírica da variável soluciona, *a priori*, a limitação acima apresentada para a distribuição de dois parâmetros, notadamente a Distribuição Normal.

Em termos de gestão de um portfólio de ativos, a aversão por desigualdade pode ser entendida por aversão ao risco. Nessa perspectiva, Shalit e Yitzhaki (1984) utilizaram os supracitados pressupostos teóricos e os reinterpretaram para a caracterização de ativos arriscados e a construção de portfólios ótimos. Assim, o par de variáveis média-variância deu lugar ao par média-Gini, mantidos os pressupostos basilares apontados por Markowitz (1952), Johnson (1960) e Hanoch e Levy (1969), para cada valor de *v*. Dessa forma, ao considerar como variável analítica o retorno do portfólio hedgeado definido na equação (31), a equação (56) é apresentada no seguinte formato estendido:

$$Min\ \Gamma(R_h; v) = -v * cov\{Rh_t, [1 - F(Rh_t)]^{v-1}\} \qquad (57)$$

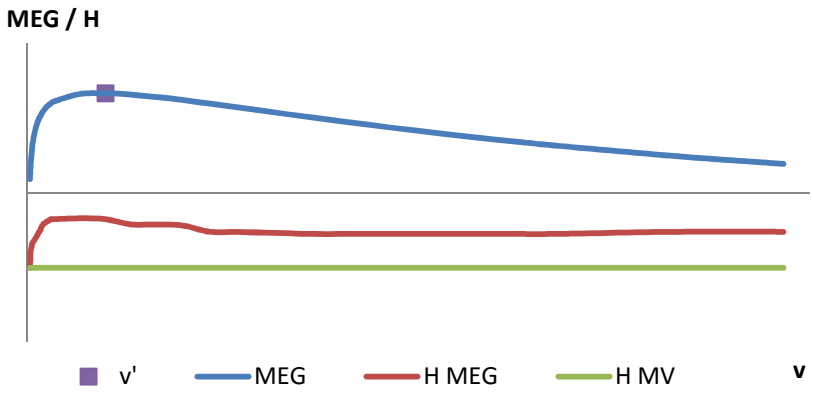
Onde Rh_t é o retorno esperado do portfólio hedgeado no instante *t*, e $F(Rh_t)$ é a sua distribuição de probabilidade empírica. Logo, a interpretação da Figura 9 nesse contexto é de que a reta de igualdade completa representa uma carteira de investimentos composta somente por ativos livres de risco, e a curva de Lorenz se torna o portfólio hedgeado. Nesse raciocínio, quanto menor for a área existente entre essas curvas, menor será o Índice de Gini estendido e menos arriscado será o portfólio hedgeado, e vice-versa (SHALIT; YITZHAKI, 1984).

Um dos primeiros trabalhos empíricos que consideraram o uso da abordagem média-Gini (com $v = 2$) foi o de Cheung, Kwan e Yip (CKY) (1990), os quais, ao analisarem contratos futuros/opções de câmbio, verificaram que, dentre outros resultados, o portfólio de variância mínima pode conduzir os investidores a conclusões errôneas quanto à sua

efetividade de hedge em derivativos financeiros, bem como o índice de Gini pode ser adotado para evitar tais ardis. Já Kolb e Okunev (KO) (1992), além de investigarem a aplicabilidade do índice média-Gini estendido (MEG) no mercado futuro de commodities, analisaram esses resultados a partir de um conjunto de valores que representavam a aversão ao risco dos investidores ($v \geq 2$), indicando que o trabalho de CKY (1990) é apenas um caso particular.

Em seus achados, KO (1992) indicaram que: 1) a razão ótima de hedge *H* mudava à medida que o parâmetro de aversão ao risco *v* aumentava, assumindo uma função do tipo degrau, indicando que investidores com valores similares de *v* podiam ter posições *H* significativamente diferentes; 2) para baixos valores de *v*, a razão ótima de hedge *H* foi bem similar ao valor calculado pela Variância Mínima, mas para valores elevados de *v*, os resultados de *H* foram bem diferentes, porém tendendo à estabilidade; 3) mudanças em *H* podiam conduzir a mudanças significativas no retorno do portfólio hedgeado; 4) à medida que *v* aumentava, os valores absolutos de *H* podiam subir (caso os preços futuros fossem geralmente maiores que os preços spot), ou cair (caso os preços spot fossem via de regra maiores que os preços futuros) em relação à razão ótima calculada pela variância mínima (MV). Para um melhor entendimento, a Figura 10 ilustra os resultados de KO (1992).

Figura 10. Representação gráfica do MEG e h em função de v



Fonte: Elaboração própria.

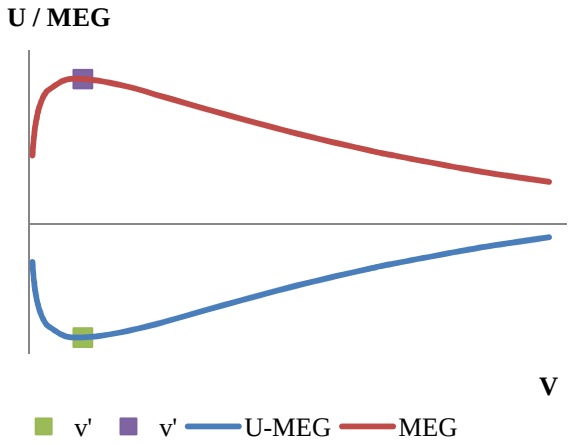
Um aspecto que normalmente não é tratado nos estudos que consideram o índice Média-Gini estendido (MEG) é o seu comportamento estimado em relação à aversão ao risco. A Figura 10 mostra que para valores de $v > 1$ ($v \rightarrow \infty$), o MEG mínimo cresce até certo ponto máximo, onde $v = v'$, e a partir daí ele começa a decrescer. Dado que a própria definição do MEG explica que quanto menor ele for, maior é a aversão ao risco do investidor, é possível então perceber (e conjecturar) duas situações: se $v \leq v'$, tais investidores tendem a ser fracamente avessos ao risco, já que MEG e *v* aumentam juntos; mas se $v > v'$, esses

investidores tendem a ser fortemente avessos ao risco, já que MEG diminui com o incremento de *v*. De fato, as expressões fracamente e fortemente avessos ao risco apareceram no trabalho de Kolb e Okunev (1993), ao proporem uma função utilidade U para MEG cuja razão ótima de hedge é calculada pela sua maximização, conforme mostra a seguinte equação:

$$Max\ U(R_h; v) = E(R_h) - \Gamma(R_h; v) \quad (58)$$

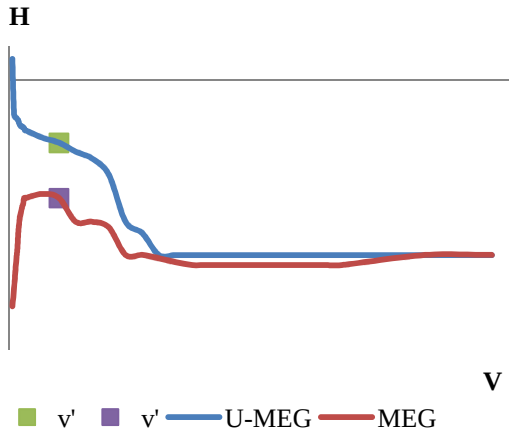
Onde $U(R_h;v)$ indica a função utilidade, $E(R_h)$ representa o retorno esperado e $\Gamma(R_h;v)$ mostra o MEG do portfólio hedgeado. Logo, tal função utilidade supre às limitações já descritas da abordagem média-variância, justamente por atender aos conceitos da dominância estocástica, tornando-se portanto uma nova expressão para a certeza do retorno equivalente. Ademais, a justificativa apresentada por KO (1993) para esse tipo de classificação foi a percepção de que os investidores fracamente avessos ao risco adotam razões de hedge diferentes daqueles que são fortemente avessos ao risco, como visto na Figura 10.

Figura 11. Relação U/MEG – V



Fonte: Elaboração própria.

Figura 12. Relação H-V



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 11 mostra um comportamento estimado das funções U-MEG e MEG e a Figura 12 mostra um desempenho estimado das respectivas razões de hedge, para valores de *v* > 1 ($v \rightarrow \infty$), onde em ambas estão destacadas as coordenadas cartesianas de *v'*. Novamente, se *v* < *v'*, os investidores tendem a ser fracamente avessos ao risco, dado que MEG aumenta (indicando uma preferência pelo risco), U-MEG diminui (mostrando uma 'desutilidade') e suas razões de hedge são distintas. Por outro lado, quando *v* > *v'*, os investidores começam a se tornar fortemente avessos ao risco, uma vez que MEG diminui (indicando uma aversão ao risco), U-MEG aumenta (mostrando um acréscimo de utilidade) e suas razões de hedge tendem a convergir para um ponto em comum, sugerindo uma indiferença quando à função escolhida, destacando-se pelo formato característico de uma função do tipo degrau.

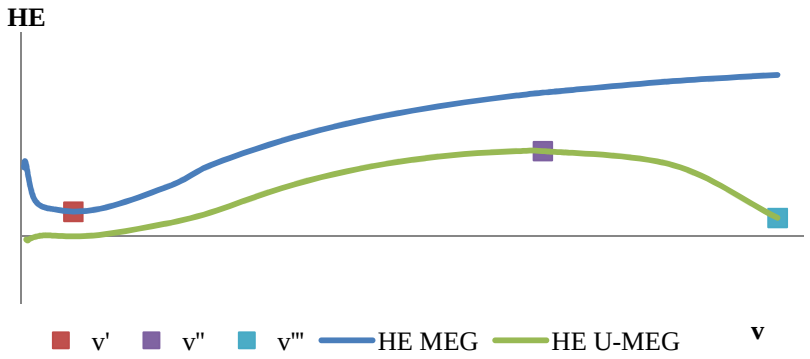
Outro aspecto que Kolb e Okunev (1992, 1993) não trataram em seus estudos foram as expressões que calculam a efetividade do hedge (HE). Tomando como base a equação (34), é possível deduzir as respectivas expressões de HE para as equações (57) e (58):

$$HE = 1 - \frac{\Gamma(R_h; v)}{\Gamma(R_s; v)} \qquad (59)^{17}$$

$$HE = 1 - \frac{U(R_h; v)}{U(R_s; v)} \qquad (60)^{18}$$

Assim, a expressão (59) mede a diminuição do MEG do portfólio hedgeado em relação ao portfólio sem hedge, enquanto que a expressão (60) mede o aumento da utilidade do portfólio hedgeado em relação ao portfólio sem hedge, em termos proporcionais. Nesse quesito, a Figura 13 mostra estimações sobre a relação entre HE e *v*, sendo $1 < v < \infty$.

Figura 13. Relação HE – V para MEG e U-MEG



Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 13, é possível perceber comportamentos estimados distintos entre as equações (59) e (60) à medida que $v \rightarrow \infty$. Na equação (59), a efetividade do hedge primeiro decresce quando v < v', para depois voltar a crescer (ainda que de maneira suavizada) quando v > v'. Logo, verifica-se que a variação no aumento de HE é menor que a variação de *v* quando *v* assume valores grandes, o que pode sugerir uma 'relativa indiferença' do investidor para com sucessivos aumentos na HE, caso ele assuma a máxima aversão ao risco.

Já na equação (60), a efetividade do hedge é praticamente ineficiente quando $v < v'$, dado que seus valores ou são negativos ou praticamente iguais a zero; mas se $v' < v < v''$, percebe-se que a efetividade do hedge é crescente, tornando a diminuir quando $v'' < v < v'''$. Nesse intervalo, é notado que o hedge na posição vendida (*short*) começa a perder o seu propósito. Dessa forma, é esperado que quando $v > v'''$, a razão ótima de hedge calculada

[17] Somente a equação (59) aparece em trabalhos empíricos (SHAFFER, 2003; LEE; WANG; CHEN, 2009).
[18] Caso os sinais de U(.) na equação (60) sejam positivos, a relação se inverte, calculando-se a razão menos um.

pela equação (58) volte a aumentar, assumindo inclusive posições compradas (*long*), de modo a manter a premissa de maximização da função utilidade esperada, o que culminaria numa reinterpretação da Figura 12 e, por conseguinte, de alguns achados de KO (1993).

Em termos da função de distribuição de probabilidade acumulada empírica utilizada na equação (57), Lien e Luo (1993a) explicam que pelo fato dela ser uma função discreta, o índice MEG não é diferenciável, o que torna a sua condição de primeira ordem inaplicável. Nesse sentido, os autores sugerem a estimação da função não-paramétrica de densidade de probabilidade pelo método kernel, a qual produz uma função monotônica[19] e suavizada para o índice MEG, o que contraria os resultados de KO (1992) sobre a função degrau. Para fins de melhor entendimento, Shaffer (2003) realizou estimativas do MEG utilizando tanto a distribuição de probabilidade acumulada empírica quando as funções não-paramétricas de densidade de probabilidade pelo método kernel, cujos resultados, ainda que indiquem que as razões de hedge da distribuição empírica sejam maiores e estatisticamente diferentes que as estimados pelo método kernel, não mostraram diferenças quanto à efetividade do hedge entre si, o que sugere uma indiferença quanto ao tipo de função de probabilidade a ser empregada no cálculo do índice MEG.

2.2.3.2 A abordagem da Semivariância Generalizada

Seguindo os princípios da dominância estocástica, Fishburn (1977) apresentou um modelo no qual o risco é medido por uma função de probabilidade ponderada dos retornos esperados de um portfólio hedgeado estarem abaixo de um retorno específico *t*, com certo nível de aversão ao risco α, conforme mostra a equação (61), também conhecida como Momento Parcial Inferior (LPM), porque ilustra o risco percebido pelos investidores:

$$Min\ GSV_{t,\alpha}(R_h) = \int_{-\infty}^{t} (t - R_h)^{\alpha} dF(R_h) \qquad (61)$$

Onde $GSV_{t,\alpha}(R_h)$ representa a probabilidade de ocorrência dos retornos abaixo de *t*, e $F(R_h)$ indica a função de distribuição acumulada dos retornos do portfólio hedgeado. Portanto, o objetivo é encontrar o valor de *H* que minimize $GSV_{t,\alpha}$, isto é, as chances de insucesso. Tal como visto na abordagem Média-Gini, existe uma expressão com a qual pode se calcular o equivalente amostral da equação (61), com vistas para a viabilização de sua aplicação empírica (DE JONG; DE ROON; VELD, 1997; LIEN; TSE, 2000, 2001, 2002):

[19] O índice MEG é uma função monotônica de *v*, ou seja, *h* diminui à medida que *v* aumenta (SHAFFER, 2003).

$$Min\ GSV_{t,\alpha}^{Sample}(R_h) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(t - R_{h,i})^{\alpha} I(t - R_{h,i}) \qquad (62)$$

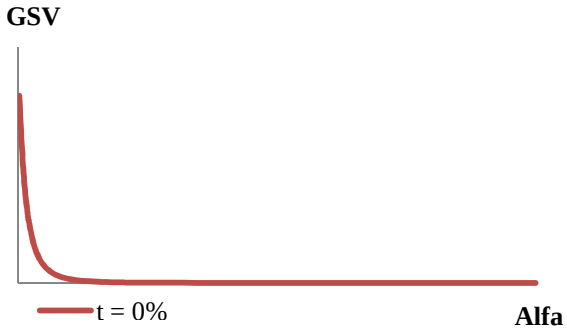
Onde,

$$I(t - R_{h,i}) = \begin{cases} 1, se\ t > R_{h,i} \\ 0, se\ t \leq R_{h,i} \end{cases} \qquad (63)$$

O objetivo da equação (63) é justamente fazer a separação do período em dois subgrupos, considerando apenas as situações em que t > $R_{h,i}$, ou seja, somente a ocorrência amostral dos retornos esperados abaixo do específico é computada.

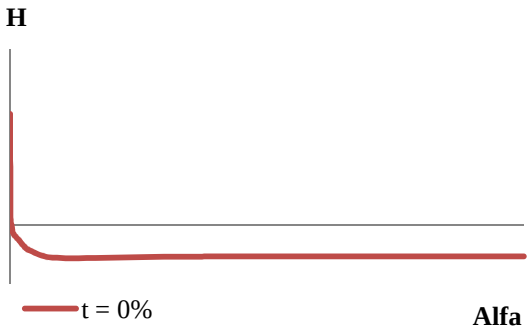
Um aspecto normalmente observado nos estudos que consideram a semivariância generalizada (GSV) é descrever o seu comportamento em relação à α, quando $\alpha \to \infty$, para dado retorno específico *t*. As Figuras 14 e 15 mostram, respectivamente, a evolução de GSV e *H*, $\alpha \to \infty$, admitindo-se t = 0, uma vez que ele representa as chances do investidor ter retornos abaixo de zero, em determinado ativo.

Figura 14. Relação GSV-Alfa



Fonte: Elaboração própria.

Figura 15. Relação H-Alfa para GSV



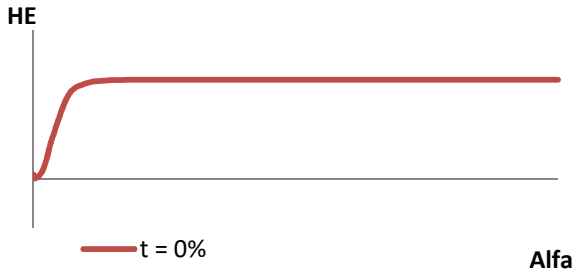
Fonte: Elaboração própria.

Nas supracitadas figuras, é observado que à medida que a aversão ao risco α tende ao infinito, o índice GSV tende a zero e *H* tende a se estabilizar em torno de um valor específico, podendo inclusive ser os mesmos valores obtidos na Média-Gini. Ademais, quanto menor o valor de α, mais propenso ao risco o investidor estará, assumindo até posições compradas (*long*) ao invés de vendidas (*short*) no mercado de futuros. Em relação à efetividade do hedge (HE) na semivariância generalizada, seu cálculo é semelhante ao apresentado na abordagem Média-Gini, como mostra a equação (64).

$$HE = 1 - \frac{GSV_{t,\alpha}(R_h)}{GSV_{t,\alpha}(R_s)} \qquad (64)$$

Nessa perspectiva, quando $\alpha \rightarrow \infty$, é esperado que a efetividade do hedge cresça até determinado patamar, estabilizando-se nele, como mostra a Figura (16).

Figura 16. Relação HE-Alfa para GSV



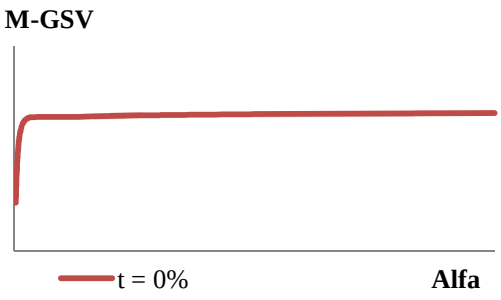
Fonte: Elaboração própria.

Tal como visto na abordagem Média-Gini, a semivariância generalizada também tem a sua versão para a maximização da função utilidade U na busca pela razão ótima de hedge *H*, denominada M-GSV e proposta por Chen, Lee e Shrestha (2001), conforme a equação (65).

$$MGSV = Max\ U(R_h) = E(R_h) - GSV_{t,\alpha}(R_h) \quad (65)$$

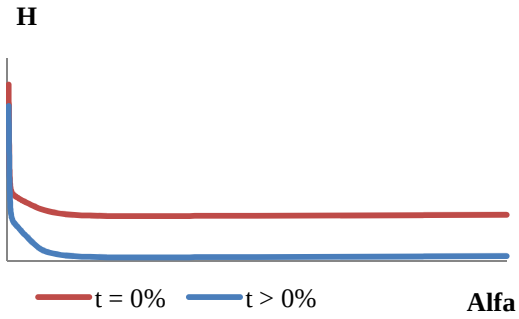
Sobre o comportamento de M-GSV quando α aumenta, é esperado que a equação (65) se reduza à somente ao retorno esperado do portfólio R_h, uma vez que o índice GSV tenderá a zero, bem como buscará a estabilidade em torno de um valor específico, como mostra a Figura 17. Sobre os valores da razão ótima de hedge *H*, estes diminuem à medida que α cresce, mas tendendo a se firmar em um valor particular, como ilustra a Figura 18.

Figura 17. Relação M-GSV – Alfa



Fonte: Elaboração própria.

Figura 18. Relação H-Alfa para M-GSV



Fonte: Elaboração própria.

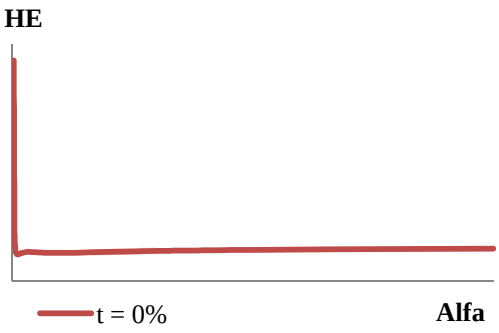
Além disso, um aspecto que precisa ser melhor esclarecido nesse quesito é a influência de *t* nos valores de *h*, que não foi devidamente explorado por Chen, Lee e Shrestha (2001). Dado que *t* indica o retorno específico pretendido pelo investidor, e que esses valores por ele estabelecidos tendem a ser maiores do que zero, é de se esperar que quanto maior for o valor de *t*, maior será o sentimento de aversão ao risco desse investidor para com os mesmos valores de α, e por conseguinte, maior será a propensão dele por posições vendidas (*short*) de

hedge, justamente porque nessas situações aumentam-se as possibilidades de ocorrências dos retornos dos portfólios hedgeados serem menores do que o retorno específico.

Na Figura 18, é possível verificar a proposição acima descrita. Quando t = 0, qualquer valor positivo obtido pelo portfólio hedgeado passa a ser desejado pelo investidor, cuja única preocupação é evitar os resultados negativos. Contudo, quando t > 0, o investidor também desejará evitar um conjunto específico de retornos positivos menores que *t*, além dos resultados negativos. Portanto, à medida que *t* e α aumentam, o investidor tenderá a procurar uma posição vendida (*short*) ótima no mercado de futuros de modo a minimizar o aumento do risco decorrido do incremento de possibilidades de retornos indesejados, tendo sempre em mente a maximização dessa utilidade esperada.

E a respeito da efetividade do hedge HE, curiosamente também ela não é tratada por Chen, Lee e Shrestha (2001). Admitindo-se que ela pode ser calculada de maneira semelhante ao mostrado pela equação (59), tornar-se possível então a verificação do quanto a utilidade esperada aumentou com o portfólio hedgeado, como mostra a Figura 19.

Figura 19. Relação HE-Alfa para M-GSV



Fonte: Elaboração própria.

Nesse aspecto, a Figura 19 mostra que a razão ótima de hedge diminui consideravelmente à medida que α aumenta, porém com tendência a se estabilizar em certo patamar. O que necessita ser melhor investigado é a influência de *t* na efetividade do hedge, assunto ainda não devidamente esclarecido pela literatura especializada.

2.2.4 A abordagem dinâmica de hedge

Uma vez demonstrado que a variância das séries históricas econômicas/financeiras podia variar ao longo do tempo, qualquer modelo de estimação da razão ótima de hedge fundamentado no binômio variância-covariância precisou ser atualizado, particularmente os que empregavam o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), com vistas a considerar a natureza heterocedástica do termo de erro presente na equação (35) (CHEN;

LEE; SHRESTHA, 2003). Ademais, a literatura especializada já reconhece amplamente que a volatilidade dessas séries históricas, além de se moverem junto ao longo do tempo, também se move através de ativos e mercados numa espécie de co-volatilidade, o que justificou a criação de modelos heterocedásticos multivariados, cuja uma de suas aplicações é o cálculo da razão ótima de hedge condicionada, isto é, variante no tempo (BERA; HIGGINS, 1993; BAUWENS; LAURENT; ROMBOUTS, 2006), tal como já sinalizado pela equação (36).

Nesse aspecto, Engle, Granger e Kraft (1984) foram pioneiros na proposição de um modelo heterocedástico multivariado para a variância, apresentando assim um modelo bivariado ARCH num formato vetorial, conforme mostra a equação (66):

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{01} \\ a_{02} \\ a_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \equiv a_0 + A\eta_{t-1} \qquad (66)$$

$$h_{ij,t} = a_{0j} + a_{ij}\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} \quad i,j = 1,2,\dots,N \qquad (67)$$

Onde a_0 representa o vetor dos termos constantes, *A* indica a matriz dos coeficientes dos termos de erro, e η_{t-1} é o vetor das variâncias-covariâncias passadas em t – 1. Em termos de aplicação empírica de seu modelo, Engle, Granger e Kraft (1984) sugerem que a matriz *A* seja diagonal, no intuito de que a variância de cada série histórica seja modelada pela média móvel de seus próprios valores ao quadrado passados, e que a interdependência entre as séries históricas seja modelada pela média móvel de suas covariâncias passadas, aumentando consideravelmente a sua parcimoniosidade para a estimação de seus valores, como mostra a equação (67). Para que a variância seja positiva nessas condições, algumas restrições precisam ser acatadas: $a_{01} > 0$, $a_{03} > 0$, $a_{01}a_{03} - a^2_{02} > 0$, $a_{11} \geq 0$, $a_{33} \geq 0$, $a_{11}a_{33} - a^2_{22} \geq 0$.

Após a publicação do modelo GARCH e considerando a criação de novos métodos heterocedásticos multivariados, Bollerslev, Engle e Wooldrige (1988) apresentam a sua versão para o GARCH multivariado (ou VECH-GARCH), aqui também expresso num formato vetorial bivariado, conforme indica a equação (68):

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{01} \\ a_{02} \\ a_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \qquad (68)$$

$$h_{ij,t} = a_{0j} + a_{ij}\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + b_{ij}h_{ij,t-1} \quad i,j = 1,2,\dots,N \qquad (69)$$

De imediato percebe-se que a equação (66) é um caso específico da equação (68), quando a matriz dos coeficientes das variâncias passadas (*B*) for igual a zero. Da mesma forma, Bollerslev, Engle e Wooldrige (1988) sugerem que as matrizes *A* e *B* sejam diagonais,

melhorando assim substancialmente a parcimoniosidade na estimação de seus valores, tal como sugere a equação (69), mantendo-se também as mesmas condições restritivas anteriormente comentadas para os coeficientes matriciais.

Um dos primeiros trabalhos a utilizar o modelo GARCH multivariado para o cálculo da razão ótima de hedge (H) de commodities agrícolas, variando no tempo, foi o de Baillie e Myers (1991), cujas justificativas para essa escolha foram a presença de heterocedasticidade nas variâncias das séries de preços spot e futuros e a ausência de cointegração entre essas séries históricas. Ao adotar um modelo bivariado GARCH (1, 1), com as matrizes *A* e *B* sendo diagonais e seguindo a lógica da variância mínima na equação (36), os autores encontraram evidências para seis commodities transacionadas no mercado de futuros norte-americano de que H é variante no tempo e não estacionária, bem como o seu desempenho na redução da variância do portfólio, principalmente com dados fora do período, foi superior do que a H sendo constante. Tempos depois, Yang e Allen (2004), ao estudar os índices de contratos futuros australianos, também verificaram que o modelo bivariado GARCH (1, 1) diagonal, tanto na lógica da variância mínima como da média-variância [equação (43)], foi superior aos modelos estáticos quanto à redução da variância do portfólio hedgeado, cujo destaque novamente se deu com dados fora do período.

Contudo, esse modelo GARCH multivariado é considerado bastante restritivo quanto aos valores de seus parâmetros, e de difícil garantia quanto à positividade de H_t sem tais restrições. Com vistas a superar tais dificuldades, Baba, Engle, Kraft e Kroner (1991) propuseram um modelo o qual ficou mundialmente conhecido como representação BEKK (BERA; HIGGINS, 1993; LIEN; TSE, 2002; BAUWENS; LAURENT; ROMBOUTS, 2006):

$$H_t = C_0' C_0 + \sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{q} A_{ik}' \, \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{p} B_{jk}' \, H_{t-j} B_{jk} \qquad (70)$$

$$H_t = C_0' C_0 + A_{11}' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11} + B_{11}' H_{t-1} B_{11} \qquad (71)$$

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$
$$+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \qquad (72)$$

Onde C_0, A_i, B_j são matrizes de ordem (K x K); C_0 é uma matriz triangular superior; p e q são as ordens do modelo GARCH; e K é o número de séries usadas. A equação (70) mostra o formato genérico do BEKK (p, q, K), a equação (71) representa o BEKK com os parâmetros K = 1; p = q = 1, e a equação (72) apresenta o BEKK na forma matricial com K =

2; p = q = 1, que é o modelo empregado para séries bivariadas. Assim, Baba *et al.* (1991) mostram que a representação BEKK é suficiente abrangente, a qual inclui todas as representações diagonais positivas e aproximadamente todas as representações *vech* positivas. Ademais, ao comparar a equação (72) com a equação (68), é possível verificar que o BEKK é mais parcimonioso na estimação de seus parâmetros, já que só precisa estimar oito, contra 18 do modelo *vech*, desconsiderando-se as constantes, tornando-o um caso especial do VECH-GARCH diagonal (BAUWENS; LAURENT; ROMBOUTS, 2006). Quanto à expressão para o cálculo da efetividade do hedge, utiliza-se a equação (34) para cara *H* condicionado.

Sobre o uso dos modelos de hedge dinâmicos acima demonstrados, alguns resultados satisfatórios de sua aplicação podem ser vistos em Bera, Garcia e Roh (1997) para o milho e a soja norte-americana, em Floros e Vougas (2006) para o índice de mercados futuros da Grécia, em Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006) para o boi gordo, e em Souza, Martines-Filho e Marques (2012) para operações de cross-hedge entre os contratos futuros de milho e o preço à vista do frango, estes últimos comercializados na BMF&BOVESPA, cujos resultados mostraram, dentre outros, a sua superioridade em relação à abordagem estática do hedge.

Em relação aos modelos GARCH multivariados que consideram o efeito alavancagem, Pok, Poshakwale e Ford (2009) testaram, dentre outros, o modelo TGARCH para o hedge do índice futuro de ações do mercado de capitais da Malásia, utilizando as seguintes expressões:

$$H_t = C_0'C_0 + A_{11}'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A_{11} + B_{11}'H_{t-1}B_{11} + D'(\varepsilon_{t-1}I_{t-1})(I_{t-1}\varepsilon_{t-1})'D \qquad (73)$$

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = {} & \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}'\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ & + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}'\begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\ & + \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}'\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 I_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}I_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}I_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}I_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1}I_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 I_{2,t-1}^2 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}\end{aligned} \qquad (74)$$

Onde $I_t = 1$ se $\varepsilon_t < 0$ e 0 caso contrário, e D é uma matriz de ordem (K x K) a qual indica o impacto assimétrico do efeito alavancagem na matriz de variâncias-covariâncias. Uma maior atenção mostra que a equação (73) é uma representação BEKK com os parâmetros K = 1; p = q = 1, e a equação (74) é a forma matricial da equação (73), com K = 2; p = q = 1, sendo este o modelo empregado para séries bivariadas. Um dos resultados encontrados pelos autores foi que o modelo bivariado TGARCH somente foi efetivo no hedging após a introdução de novos controles no mercado de capitais malaio, decorrente da crise financeira asiática ocorrida em 1997.

Em todas as abordagens dinâmicas de hedge acima citadas, a razão ótima de hedge é calculada dividindo-se $h_{21,t}/h_{22,t}$, admitindo-se que a variância da série de preços spot e futuros é medida, respectivamente, por $h_{11,t}$ e $h_{22,t}$, e $h_{21,t}$ mensura a covariância entre elas. Todavia, é importante chamar a atenção para se evitar generalizações plenas quanto à supremacia do modelo dinâmico sobre o estático, dado que as características estocásticas (LIEN; TSE, 2002), o tamanho [pequena; grande] e o tipo [dentro; fora] do período (LIEN, 2009) das séries de preços spot e futuros envolvidas é quem determinarão quais dos procedimentos será adotado.

2.3 O Valor em Risco e sua relação com o hedging

O Valor em Risco (VaR) é uma medida que calcula a perda potencial de valor de um ativo ou de uma carteira de ativos com risco, em um determinado período de tempo e com certo nível de confiança (JORION, 2007). Logo, se o VaR de um ativo é de R$ 100 mil, em um período de 15 dias e com um nível de confiança de 95%, existem apenas 5% de chances de que o valor do ativo perca mais do que R$ 100 mil, em qualquer quinzena do ano.

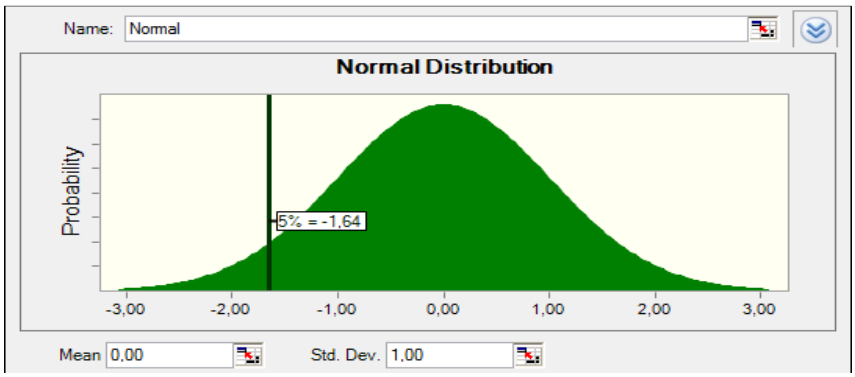
Em termos de uso do VaR, é importante observar certos aspectos. Inicialmente, para calcular a probabilidade de perda, em um intervalo de confiança, é necessário especificar as distribuições de probabilidades dos riscos, a correlação entre esses riscos e o seu efeito sobre o valor dos ativos analisados. Em seguida, é importante ter em mente que seu uso é para mensurar o risco de perdas potenciais e que, embora ele tenha surgido para atender as necessidades das instituições financeiras, principalmente por causa das crises ocorridas no setor ao longo da década de 1990, não existem restrições para seu uso em outros contextos, como nas empresas não financeiras (DAMODARAN, 2009). Para a sua operacionalização, duas abordagens básicas são utilizadas, ainda que elas possuam diversas variações: as estimações paramétricas e não-paramétricas (MANFREDO; LEUTHOLD, 1998).

O uso de estimações paramétricas está baseado no pressuposto de que a volatilidade estimada dos retornos/valores de um ativo segue uma Distribuição Normal[20], tendo assim a sua média e seu desvio-padrão como parâmetros para o cálculo das probabilidades de perda com certo grau de confiança. No caso de uma carteira de ativos, é necessário estimar a sua variância pela covariância entre os pares de seus ativos. Por estas características, elas também são chamadas de método analítico da variância-covariância. Neste aspecto, é importante falar

[20] No caso dos retornos propriamente ditos não seguirem uma distribuição normal, o J. P. Morgan recomenda o uso do retorno padronizado (retorno/desvio-padrão), que tem distribuição normal. Assim, os retornos teriam uma distribuição normal condicionada, onde seria observado a dimensão relativa destes retornos em relação ao seu desvio-padrão.

sobre a contribuição que o grupo J. P. Morgan teve na disseminação deste método para o cálculo do VaR. Em 1995, o grupo passou a oferecer um serviço chamado *RiskMetrics©*, onde qualquer analista poderia acessar as variâncias dos ativos e as covariâncias entre os pares de ativos em uma determinada carteira. Para título de ilustração, a Figura 20 mostra o uso da Distribuição Normal enquanto estimador paramétrico do VaR.

Figura 20. VaR a partir da estimação paramétrica



Fonte: Elaboração própria.

Tomando como exemplo a Distribuição Normal padrão, com média igual a zero e desvio-padrão igual a um, o cálculo do VaR é obtido pela seguinte equação:

$$VaR_{95\%} = -1{,}64 * M * \sigma_x \qquad (75)$$

Onde M indica a exposição, ou o valor marcado a mercado do ativo/carteira; σ_x indica o desvio-padrão dos retornos do ativo/carteira; e 1,64 indica o número de desvios-padrões a um nível de 95% de confiança para a perda máxima, numa Distribuição Normal de probabilidade. Se o valor de M for igual a $1.000,00 e o desvio-padrão for de 1%, existem 5% de chances de que o ativo/carteira perca mais de $16,40, em determinado horizonte de tempo.

Ainda que esta abordagem facilite o cálculo do VaR por causa de seus pressupostos, estes também apresentam os seguintes pontos fracos (DAMODARAN, 2009): (1) a hipótese errada para a distribuição: se os retornos condicionados não tiverem uma Distribuição Normal, o VaR calculado estará subestimado/sobre-estimado; (2) erro na entrada de dados: decorrente do erro-padrão dos dados históricos associado à estimação da matriz variância-covariância, no que resultaria num VaR impreciso; (3) variáveis não estacionárias: quando as variâncias e covariâncias entre os ativos mudam conforme o tempo, o que invalidaria o VaR calculado enquanto medida de risco.

Por outro lado, alguns trabalhos vêm sendo publicados com o intuito de corrigir tais deficiências, como as técnicas de cálculo do VaR em condições de não normalidade dos dados (HULL; WHITE, 1998), o uso de modelos de previsão com heterocedasticidade condicional

da família GARCH (JORION, 2007), o uso da Média Móvel Exponencialmente Ponderada (EWMA) proposta pelo J. P. Morgan para estimar a volatilidade (RISKMETRICS GROUP, 1996) e o uso dos modelos delta-gama para as carteiras que não tem uma relação linear entre o risco e as suas posições na carteira (BRITTEN-JONES; SCHAEFER, 1999).

Sobre as estimações não-paramétricas, estas podem ser calculadas via Simulação Histórica ou pela Simulação de Monte Carlo. A Simulação Histórica é a maneira mais simples de se estimar o VaR para carteiras, o qual é estimado com a geração de uma série histórica hipotética de seus retornos através da inserção de dados históricos reais, calculando-se em seguida as alterações decorrentes em cada Período de tempo. Seus pressupostos admitem a não normalidade dos dados, que caso Período na série temporal tem peso idêntico e que a história passada repete-se no futuro. Por outro lado, tais pressupostos também têm deficiências que, para contorná-las, é preciso fazer certas modificações na simulação, como conferir maior peso ao passado recente, combinar a simulação histórica com modelos de séries temporais e a atualização da volatilidade dos dados históricos (DAMODARAN, 2009).

Quanto à Simulação de Monte Carlo, este método permite o cálculo das probabilidades das perdas excederem um valor determinado, e não a toda distribuição de perdas. Sua operacionalização também consiste em identificar os riscos de mercado que afetam o ativo ou a carteira de ativos e convertê-los em valores padronizados. Em seguida, é realizada uma simulação a partir da especificação de distribuições de probabilidade (normal ou não) para cada fator de risco de mercado, onde ao final são encontrados os intervalos para a estimação do VaR. Como o método é baseado em simulações, esta também é sua maior fraqueza, dado o elevado volume de cálculo. Assim, recomenda-se o uso de cenários durante suas simulações ou em conjunto com o método da variância-covariância modificado para diferentes hipóteses de distribuição de probabilidades (DAMODARAN, 2009).

A respeito do uso do VaR na economia agrícola (e utilizando um termo mais atual, no agronegócio), Manfredo e Leuthold (1998) comentam que este setor é um laboratório único para se obter novos dados empíricos sobre o seu desempenho. Vários métodos de previsão de volatilidade para a mensuração das estimativas de VaR podem ser aplicados aos preços agrícolas, principalmente porque vários destes produtos são comercializados via contratos de futuros/opções (GIOT; LAURENT, 2003; SAM, 2010), ou até mesmo para produtos que ainda não são considerados como commodities, como aponta o trabalho de Wang, Zhao e Huang (2010), os quais usaram o VaR para calcular o risco de preço de frutas na China, considerando diversas funções de distribuição de probabilidade.

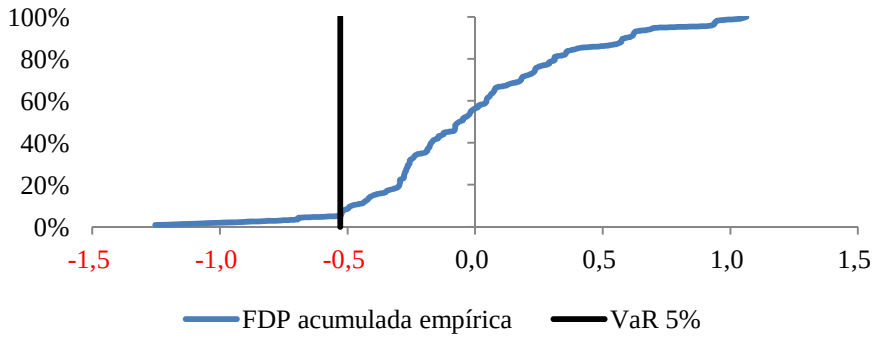
Em relação ao uso do VaR enquanto ferramenta de hedging, um dos primeiros trabalhos a considerá-lo foi o de Harris e Shen (2006), ao observarem que a abordagem da variância mínima, embora minimize a variância da carteira, não consegue apreender todas as particularidades do retorno do portfólio que os investidores acham importantes (destacando-se a assimetria negativa e a leptocurtose, que são fatos estilizados típicos das séries financeiras), tornando-a inapropriada enquanto medida de risco para o hedging da carteira pretendida. Em outras palavras, os autores informam que a razão ótima de hedge obtida pela Variância Mínima geralmente não implica num portfólio com a menor perda possível, porque potencialmente pode tornar a assimetria e a curtose da carteira maior do que a do próprio ativo subjacente, subestimando assim o risco de cauda.

Nesse sentido, Harris e Shen (2006), além de empregaram o VaR, também se valeram do VaR condicionado (CVaR), ou *expected shortfall*, o qual indica a perda esperada na carteira, sendo esta perda condicionada menor ou igual ao seu VaR. Nesses termos, o CVaR é matematicamente representado pela seguinte expressão (JORION, 2007):

$$CVaR = -E(x|x \leq -VaR) = -\frac{\int_{-\infty}^{-VaR} xf(x)dx}{\int_{-\infty}^{-VaR} f(x)dx} \qquad (76)$$

A equação (76) representa a forma geral para o cálculo do CVaR, indicando a divisão entre a função de densidade e a função acumulada de probabilidade. Em sua análise, Harris e Shen (2006) utilizaram uma função de distribuição de probabilidade empírica [ver Figura 21], que é não-paramétrica e comum nas simulações históricas (HENDRICKS, 1996), cujos VaR e CVaR mínimos foram obtidos por procedimentos numéricos de otimização.

Figura 21. VaR numa FDP acumulada empírica do portfólio hedgeado



Fonte: Elaboração própria.

Ademais, as análises ocorreram com dados dentro e fora de uma amostra de 20 moedas, para maior validação dos achados do cross-hedge cambial por eles proposto. Postas essas considerações, Harris e Shen (2006) verificaram que as razões de hedge encontradas

pelo VaR e CVaR mínimos são tipicamente menores que as obtidas pela Variância Mínima, sugerindo que menores posições vendidas são necessárias para esse fim. Além disso, o VaR e CVaR mínimos apresentaram menores assimetria e curtose, bem como mostraram uma tímida melhoria quando ao risco do portfólio, em comparação com a Variância Mínima.

Por outro lado, Cao, Harris e Shen (2010) perceberam uma desvantagem da simulação histórica enquanto método probabilístico não-paramétrico, que é a sua dependência com grandes amostras de dados das séries históricas, condição necessária para precisamente medir a frequência empírica de eventos relativamente raros, de modo a atender o objetivo do VaR e CVaR. Logo, com vistas a diminuir a dependência do tamanho amostral dos dados históricos, eles propuseram uma abordagem semi-paramétrica pela expansão de Cornish-Fisher [$q_p(\alpha)$], que permite um ajuste de α% a partir do uso da assimetria e da curtose da distribuição da série de retornos do portfólio hedgeado, cujo cálculo aproximado se dá nos seguintes termos:

$$\tilde{q}_p(\alpha;\, s_p, k_p) = c(\alpha) + \frac{1}{6}\{c(\alpha)^2 - 1\}s_p + \frac{1}{24}\{c(\alpha)^3 - 3c(\alpha)\}(k_p - 3) - \frac{1}{36}\{2c(\alpha)^3 - 5c(\alpha)\}s_p^2 \qquad (77)$$

Onde c(α) é o α% quantil da distribuição Normal padrão {c(α) ∈ [1,282; 1,645; 2,326]}, enquanto que s_p e k_p representam, respectivamente, a assimetria e a curtose do portfólio hedgeado. Assim, o VaR do portfólio é calculado pela seguinte equação:

$$VaR_p(1 - \alpha\%) = -\sigma_p \tilde{q}_p(\alpha;\, s_p, k_p) \qquad (78)$$

Onde σ_p é o desvio-padrão do portfólio, obtido pela raiz quadrada da equação (32). O procedimento de cálculo do novo CVaR continua o mesmo, e o valor de *H* será aquele que maximize o VaR/CVaR naquele nível de confiança estabelecido.

Ao aplicar seu modelo numa amostra de índices financeiros, Cao, Harris e Shen (2010) viram a sua superioridade frente à abordagem da Variância Mínima e não-paramétrica, especialmente pela grande redução observada na assimetria negativa e no excesso de curtose. Eles explicam que as principais vantagens do modelo são o uso de informações advindas de toda a distribuição dos retornos do portfólio hedgeado, ao invés de utilizar somente a cauda esquerda dessa distribuição, e a menor dependência dos dados históricos. Em termos de estudos futuros, eles indicam o uso da abordagem semi-paramétrica em conjunto com a abordagem dinâmica do hedge, que admite a sua variabilidade ao longo do tempo.

3 Metodologia

Neste capítulo, são apresentadas a estratégia de investigação, a população e amostra e os métodos analíticos adotados para o alcance dos objetivos da tese.

3.1 Estratégia de investigação, população e amostra

A respeito da estratégia de investigação empregada na tese, é uma pesquisa quantitativa, do tipo exploratório-descritiva e com perspectiva longitudinal. Foi realizado um levantamento, cujo intuito foi apresentar resultados quantitativos/numéricos de certas características de uma população, a partir da seleção de uma amostra (CRESWELL, 2010).

Nesse sentido, a população estudada é a das frutas exportadas brasileiras, e dela foram escolhidos os seguintes produtos para compor o espaço amostral de investigação: manga, melão e uva, totalizando 03 produtos de uma população de 28 tipos de frutas exportadas em 2010. O critério de escolha desses produtos foi a sua importância na pauta de exportação frutícola, pois representavam 62% do total em dólares recebidos e 48% do volume vendido (IBRAF, 2011). Ademais, essas culturas são itens principais da economia de regiões agrícolas do nordeste brasileiro, como é o caso dos polos Petrolina-Juazeiro, responsável por 43% das exportações de frutas brasileiras e por mais de 90% das exportações de uva e manga (LOPES *et al.*, 2007), e Assú-Mossoró, que responde por 50% da produção brasileira de melão e 44% do seu volume exportado (MEIRELES *et al.*, 2011).

Os dados referentes às frutas selecionadas foram coletados no banco de dados AliceWeb2 (BRASIL, 2014), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), conforme codificações mostradas no Quadro 4.

QUADRO 4 – Codificação das frutas segundo o AliceWeb2

Este quadro traz as codificações AliceWeb2 por produto, tipo e codificação, para as frutas analisadas na tese.

Produto	Tipo	Codificação	Código AliceWeb2
Manga	Fresca ou seca	NBM	0804500200
	Goiabas, mangas e mangostões, frescos e secos	NCM	08045000
	Fresca ou seca	NCM	08045020
Melão	Fresco	NBM	0807100100
	Fresco	NCM	08071900
Uva	Fresca	NBM	0806100000
	Fresca	NCM	08061000

Nota: NBM – Nomenclatura Brasileira de Mercadorias; NCM – Nomenclatura Comum do MERCOSUL.
Fonte: Elaboração própria, a partir do AliceWeb2 (BRASIL, 2014).

De acordo com o Quadro 4, é possível perceber que o mesmo produto apresenta mais de uma codificação (NBM ou NCM) e mais de um código AliceWeb2. Isto ocorreu porque entre 1989 e 1996 o sistema de codificação adotado pelo MDIC foi o NBM; somente a partir de 1997 que o NCM substituiu a codificação anterior, permanecendo até hoje.

Além disso, foi visto que na mesma codificação, um produto tinha mais de um código AliceWeb2, como foi o caso da manga. Isto porque entre 1989 e 1996, ela tinha código único, independente de ser fresca ou seca; contudo, a partir de Jan/1997, todas as informações sobre suas exportações foram agregadas (isto é, somadas) aos da goiaba e dos mangostões, voltando a possui código único somente a partir de Ago/2003.

Para os fins da tese, todas as situações mostradas no Quadro 4 foram consideradas como se pertencessem a uma única série temporal, e quando da ocorrência de dados concomitantes, estes foram agregados num único dado no tempo. Dessa forma, entre Jan/1989 e Dez/2013, foram coletadas 300 observações das seguintes variáveis, para cada produto listado: peso líquido (kg) e valor exportado US$ FOB (*Freight on Board*). Com elas, foi possível calcular o preço médio US$ FOB/kg, que é a variável-objeto desse estudo.

Ademais, em caso da ocorrência de dados perdidos (*missing values*), estes foram preenchidos pela média aritmética dos valores dos períodos adjacentes, de modo a permitir o correto uso dos modelos econométricos descritos no Referencial Teórico, e também preservar quaisquer efeitos de sazonalidade presentes na série histórica. Finalmente, as séries históricas de preço médio US$ FOB/kg não foram deflacionadas ou inflacionadas por quaisquer índices, uma vez que a série em dólar possui diminutos efeitos inflacionários.

3.2 Métodos analíticos empregados

Uma vez possuída as séries históricas de preço médio US$ FOB/kg, foram calculados seus retornos continuamente compostos, também conhecido por *log* retornos (r_t) [21]. De maneira geral, as séries históricas preço médio US$ FOB/kg e *log* retorno do preço foram inicialmente analisadas pela estatística descritiva, nas quais foram calculadas a média, a mediana, o desvio-padrão, os valores máximos e mínimos, a assimetria e a curtose, bem como foi verificado se elas seguiam uma distribuição Normal, utilizando-se para este fim o teste estatístico de Jarque e Bera (1987) (JB):

$$JB = N\left(\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24}\right) \qquad (79) \qquad S = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{y_i - \bar{y}}{\sigma}\right)^3 \qquad (80)$$

[21] O log retorno é calculado pela fórmula: $r_t = \ln(P_t / P_{(t-d)})$, cujo $d \in [1,12]$ indica a defasagem entre t e *d*.

$$K = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{y_i - \overline{y}}{\sigma}\right)^4 \qquad (81) \quad \sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^{N}\frac{(y_i - \overline{y})^2}{N}} \qquad (82)$$

Onde N representa o tamanho, S indica a assimetria, K aponta a curtose do período testada, e σ é o desvio-padrão populacional. A função JB tem uma distribuição de probabilidade χ^2, com dois graus de liberdade. Logo, se $\chi^2_{\text{calculado}} > \chi^2_{\text{crítico}}$, rejeita-se a hipótese de normalidade dos dados; do contrário, ela é aceita, com significância de 1%.

É necessário comentar nesse momento anterior às análises dos objetivos específicos, que os períodos de preço médio e *log* retorno do preço foram divididas em cinco períodos, com 60 observações cada: jan-1989 a dez-1993, jan-1994 a dez-1998, jan-1999 a dez-2003, jan-2004 a dez-2008 e jan-2009 a dez-2013, cujo tratamento se deu nos seguintes termos:

(1) O primeiro período (jan-1989 a dez-1993) foi utilizado para a construção dos modelos econométricos e de hedging iniciais, cujos testes e análises ocorreram no período subsequente (jan-1994 a dez-1998);

(2) Feito isso, o período subsequente foi incorporado ao anterior, tendo-se um novo subperíodo com 60 observações a mais, que foi utilizado para se recalcular os modelos econométricos e de hedging, onde os testes e análises ocorreram no período seguinte (no caso, jan-1999 a dez-2003), repetindo-se este procedimento até o novo subperíodo alcançar as 300 observações;

(3) No final, teve-se quatro intervalos nomeados dentro do período (D1:1989M01-1993M12; D2:1989M01-1998M12; D3:1989M01-2003M12; D4:1989M01-2008M12), e quatro intervalos nomeados fora do período (F1:1994M01-1998M12; F2:1999M01-2003M12; F3:2004M01-2008M12; F4:2009M01-2013M12).

Esse procedimento visou simular o comportamento de reajuste quinquenal dos modelos econométricos e de hedging pelos agentes econômicos tal como se, de fato, existisse um mercado de derivativos para as frutas exportadas brasileiras, a partir de jan/1994. Além disso, esse reajuste objetivou a adequabilidade dos modelos econométricos e de hedging para possíveis mudanças estruturais ocorridas nas séries histórias, conforme foi evidenciado nos apêndices C, D e E com a mudança dos coeficientes nas equações de previsão.

A respeito do uso da série histórica de contratos futuros do petróleo para operações de cross-hedge, estes dados foram coletados na *New York Mercantile Exchange* (NYMEX), para o produto *Crude Oil* (*Light-Sweet, Cushing, Oklahoma, contract 1*), entre jan/1989 e dez/2013[22], cujos preços mensais estão em US$/barril, repetindo-se os mesmos procedimentos

[22] Disponível em: <http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_fut_s1_m.htm>.

analíticos supracitados. A escolha desta série de preços futuros de petróleo se deu por ela pertencer ao mercado global de maior liquidez em futuros, também conhecido como mercado *West Texas Intermediate* ou WTI (RYAN; LIDDERDALE, 2009)

Os procedimentos de análise e interpretação de dados utilizados na tese estão listados nos tópicos 3.2.1 a 3.2.4, explicados a seguir por objetivo específico.

3.2.1 Séries Temporais para previsão dos preços futuros

Em relação ao objetivo específico 1 – *Prever os preços futuros da fruticultura exportadora brasileira através de modelos econométricos de previsão de séries temporais* – foi testada a adequação dos modelos de previsão de séries temporais da família ARIMA/GARCH e de suavização exponencial Holt-Winters (HW) na previsão dos preços futuros das frutas estudadas. Sobre o uso dos modelos ARIMA, foi preciso realizar quatro etapas para seu correto uso. Inicialmente foram verificadas a existência de raiz unitária e a estacionariedade nas séries de preço médio US$ FOB/kg.

O primeiro teste é o Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (DICKEY; FULLER, 1979; SAID; DICKEY, 1984), usado para se verificar a existência de raiz unitária na série histórica, estimado a partir da equação (83) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta Y_t = \psi Y_{(t-1)} + \mu + \delta T + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{(t-i)} + \varepsilon_t \quad (83) \qquad \tau = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})} \quad (84)$$

$$SE(\hat{\psi}) = \sqrt{\frac{S^2}{\sum_{t=2}^{N}\left(Y_{(t-1)} - \bar{Y}\right)^2}} \quad (85) \qquad S^2 = \frac{1}{N-2}\sum_{t=2}^{N}\left(\Delta Y_t - \hat{\psi} Y_{(t-1)}\right)^2 \quad (86)$$

Onde Y_t é a variável dependente, N é o tamanho do período, μ é o intercepto, T é a tendência determinística, *p* são os termos diferenciados defasados da variável dependente Y, ε_t são os resíduos com distribuição Normal $(0;\sigma^2)$, e SE representa o erro padrão do coeficiente estimado ψ. Os valores de $p \in [1,12]$ por se tratarem de dados mensais, cujo valor selecionado é aquele que minimiza o Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (1978) [SBIC] da equação (83).

Ainda que os parâmetros μ e T sejam opcionais, MacKinnon (1996) explica que a omissão desses termos na equação (83) só faz sentido se Y_t tiver média zero. Do contrário, é recomendada a inclusão de μ no modelo, e T somente é acrescido em caso de comprovação de uma tendência determinística em Y_t, calculada por MQO. Quanto aos termos defasados de ΔY, eles servem para evitar que ε_t deixe de se comportar como um ruído branco, mantendo-se não-correlacionado com ΔY.

Uma vez calculado ψ, obteve-se o valor da estatística τ (equação 84) para testar a hipótese nula de existência de raiz unitária (H_0: $\psi = 0$), frente à hipótese alternativa de ausência de raiz unitária (H_1: $\psi < 0$). Caso $\tau_{calculado} > \tau_{crítico}$, a hipótese nula é confirmada, indicando a existência de raiz unitária na série histórica; do contrário, a hipótese alternativa é aceita, apontando para a ausência de raiz unitária. No Anexo A, é apresentada uma tabela de valores críticos para o teste ADF com vários níveis de significância (1%, 5% e 10%).

O segundo teste é o KPSS (KWIATKOWSKI *et al*., 1992), utilizado para verificar se a série histórica é estacionária. A sua requisição é necessária porque a principal crítica relacionada ao teste ADF é que seu poder de identificação fica baixo se a série de dados for estacionária e com uma raiz muito próxima ao limite da não-estacionariedade, principalmente em amostras de tamanho pequeno. Assim, um modo de lidar com essa situação é utilizar conjuntamente os testes ADF e KPSS no tocante à identificação de raiz unitária e estacionariedade na série de dados analisada (BROOKS, 2008).

O teste KPSS adota a hipótese nula de estacionariedade, baseando-se nos resíduos ε_t da equação (87) por MQO e na estatística LM da equação (88):

$$Y_t = \mu + \delta T + \varepsilon_t \quad (87) \qquad LM = \sum_{t=1}^{N} \frac{S_t^2}{N^2 f_0} \quad (88)$$

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i \quad (89) \qquad f_0 = \sum_{j=-(N-1)}^{N-1} \hat{\gamma}_{(j)} K\left(\frac{j}{l}\right) \quad (90)$$

$$\hat{\gamma}_{(j)} = \sum_{n=j+1}^{N} \left(\tilde{\varepsilon}_n \tilde{\varepsilon}_{(n-j)}\right)/N \quad (91) \qquad K_{(x)} = \begin{cases} 1 - |x|, \ se\ |x| \leq 1 \\ 0, \ caso\ contrário \end{cases} \quad (92)$$

Onde Y_t é a variável dependente, N é o tamanho do período, μ é o intercepto, T é a tendência determinística, S_t é a função parcial cumulativa dos resíduos (eq. 88), f_0 é o espectro residual na frequência zero (eq. 89), $\gamma_{(j)}$ é o estimador da j-ésima autocovariância amostral dos resíduos ε_t (eq. 90), $K_{(x)}$ é uma função *kernel* (eq.91) e *l* é o parâmetro da largura de banda.

Uma vez obtido o valor da estatística LM, é testada a hipótese nula (H_0) de estacionariedade, frente à hipótese alternativa de não-estacionariedade (H_1). Se $LM_{calculado} < LM_{crítico}$, a hipótese nula é confirmada; do contrário, a hipótese alternativa é aceita. No Anexo B, é mostrada uma tabela de valores críticos para o teste KPSS com vários níveis de significância (1%, 5% e 10%).

Caso as séries de preços médios se comportem como um passeio aleatório (aceita H_0 em ADF ou rejeita H_0 em KPSS), foram utilizadas em seu lugar as séries de *log retorno do preço*, que tendem a se comportarem como um ruído branco (rejeita H_0 em ADF e aceita H_0 em KPSS).

Atendendo aos requisitos de ausência de raiz unitária e de estacionariedade, a quantidade de termos AR(p), MA(q), SAR(P) e SMA(Q) presentes na equação foi definida pelo menor Critério de Informação Bayesiano encontrado de Schwarz (1978) [SBIC], calculado pelas seguintes equações (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994; HAMILTON, 1994; GREENE, 2002; BROOKS, 2008; BUSCARIOLLI; EMERICK, 2011), em conjunto com a análise de correlogramas:

$$Max\ L = -\frac{N}{2}\left[1 + \ln(2\pi) + \ln\left(\frac{\sum_{n=1}^{N}\varepsilon_t^2}{N}\right)\right] \cong -\frac{N}{2}\left[\ln(2\pi) + \ln(\sigma^2)\right] - \sum_{n=1}^{N}\frac{\varepsilon_n^2}{2\sigma^2} \quad (93)$$

$$Min\ SBIC = -2\left(\frac{L}{N}\right) + \frac{k\ln(N)}{N} \cong \ln\left(\frac{\sum_{n=1}^{N}\varepsilon_t^2}{N}\right) + \frac{k\ln(N)}{N} \quad (94)$$

Onde *k* é o número de termos, N é o tamanho do período, σ^2 é a variância estimada, e ε_t^2 são os resíduos estimados da equação. Logo, os coeficientes dos termos da equação foram calculados pela maximização de sua função de log-verossimilhança *L* (eq. 93), e o modelo escolhido foi aquele que tiver o menor SBIC (eq. 94). Nesse sentido, foram testados modelos ARMA (p, q), com p, q ∈ [1, 10], e modelos SARMA (p, q)x(P, Q), com p, q ∈ [1, 5]; P, Q ∈ [6; 12] para 12 tipos de séries de dados, em cada subperíodo, os quais simularam os vencimentos dos contratos de derivativos, variando de 01 a 12 meses, totalizando 48 equações de previsão. Os termos selecionados terão significância estatística de 5%, calculada pela equação (84) e tendo uma distribuição t de Student, com N – *k* graus de liberdade.

A escolha do SBIC para a seleção das equações econométricas, dentre os vários critérios de informação disponíveis, se deu porque ele é mais sensível ao acréscimo de novos termos (ou seja, o modelo é penalizado devido à perda de graus de liberdade), tendendo a mantê-las parcimoniosas e simples, ainda que nenhum critério de informação seja considerado definitivamente superior (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994; GREENE, 2002; BROOKS, 2008; EMILIANO *et al.*, 2010; BUSCARIOLLI; EMERICK, 2011).

Depois foram feitos os diagnósticos para os modelos estimados, verificando-se (I) a ausência de correlação serial e (II) a presença de homocedasticidade na variância. Sobre o primeiro diagnóstico, se foi detectada a presença de correlação serial, o modelo foi revisado até ela ter sido eliminada, mesmo que seu SBIC seja o menor valor encontrado.

Nesse quesito, foi usado o teste $Q_{(m)}$ de Ljung e Box (1978), com *m* sendo o nº de defasagens e analisado sob a hipótese nula (H_0) de ausência de correlação serial entre os resíduos de um até *m*, tendo $Q_{(m)}$ uma distribuição χ^2 com (*m* – *p* – *q*) graus de liberdade:

$$Q_{(m)} = N(N+2)\sum_{j=1}^{m}\frac{r_j^2}{(N-j)} \qquad (95) \qquad\qquad r_j = \frac{\sum_{t=j+1}^{N}\varepsilon_{(t)}\varepsilon_{(t-j)}}{\sum_{t=1}^{N}\varepsilon_t^2} \qquad (96)$$

Onde N é o tamanho do período e ε_t são os resíduos estimados da equação de previsão. Caso $\chi^2_{\text{calculado}} > \chi^2_{\text{crítico}}$, rejeita-se a hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos; do contrário, ela é aceita, com significância de 1%.

Outro teste que também foi utilizado para confirmar a ausência de correlação serial nos resíduos é o proposto por Breusch (1978) e Godfrey (1978) via multiplicador de Lagrange [$BGLM_{(m)}$], com *m* sendo o nº de defasagens e analisado sob a hipótese nula (H_0) de ausência de correlação serial entre os resíduos de um até *m*, frente à hipótese alternativa (H_1) de que os resíduos são autocorrelacionados de ordem AR(m) ou MA(m), tendo $BGLM_{(m)}$ uma distribuição χ^2 com *m* graus de liberdade (GREENE, 2002):

$$BGLM_{(m)} = N\left[\frac{\varepsilon' X_0 (X_0' X_0)^{-1} X_0' \varepsilon}{\varepsilon'\varepsilon}\right] = NR_0^2 \qquad (97)$$

Onde N é o tamanho do período, X_0 é a matriz original X de regressores ARMA(p, q)/ SARMA (p, q)x(P, Q), aumentada de *m* colunas adicionais contendo os resíduos defasados [$\varepsilon_{(t-1)}$, ..., $\varepsilon_{(t-m)}$] obtidos de X, e R^2_0 representa o coeficiente de determinação de X, sendo estes últimos calculados pelo método MQO. Os valores perdidos dos resíduos defasados são preenchidos com zero. Se $\chi^2_{\text{calculado}} > \chi^2_{\text{crítico}}$, rejeita-se a hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos; do contrário, ela é aceita, com significância de 1%. Em ambos os testes de correlação serial, *m* foi igual a 10 defasagens.

Sobre o segundo diagnóstico, foi novamente utilizado o teste $Q_{(m)}$ de Ljung e Box (1978), mas agora para o quadrado dos resíduos (ε^2_t), sob a hipótese nula (H_0) de ausência de heterocedasticidade. Se $\chi^2_{\text{calculado}} > \chi^2_{\text{crítico}}$, rejeita-se H_0; do contrário, ela é aceita, com significância de 1%. Por outro lado, Engle (1982) apresenta um procedimento mais consistente de estimação de heterocedasticidade via multiplicador de Lagrange, obtido através da regressão por MQO da seguinte equação:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \upsilon_t \qquad (98) \qquad\qquad \text{ARCH LM} = \text{NR}_\varepsilon^2 \qquad (99)$$

Onde ε_t são os resíduos obtidos da matriz original de regressores ARMA(p, q)/ SARMA (p, q)x(P, Q), N é o tamanho do período e R^2_ε é o coeficiente de determinação da equação (109). O teste ARCH LM tem distribuição χ^2 com *m* graus de liberdade. Portanto, se

$\chi^2_{calculado} > \chi^2_{crítico}$, rejeita-se H_0; do contrário, ela é aceita, com significância de 1%. Em ambos os testes de heterocedasticidade citados, *m* = 10 defasagens.

Em caso da ocorrência de heterocedasticidade na variância, aplicou-se os modelos da família GARCH (eqs. 11 e 12), considerando-se também a possível ocorrência do efeito alavancagem, a ser tratado pelos modelos EGARCH (eq. 13) ou TARCH (eq. 14). O procedimento de estimação dos parâmetros ARIMA em conjunto com os do GARCH se deu pela maximização da equação (93), com σ^2 representando as equações (11) a (14), conforme for o modelo a ser construído, com ε^2 tendo uma Distribuição Normal.

A qualidade de previsão das equações construídas foi testada pela estatística U_2 de *Theil* (BLIEMEL, 1973), após a estimação dos preços futuros médios:

$$U_2 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N}(P_i - A_i)^2}{\sum_{i=1}^{N} A_i^2}} \qquad (100)$$

Onde P_i e A_i são, respectivamente, os valores previstos (futuros) e atuais dos preços médios US$ FOB/kg, e N indica o tamanho do período. Quanto mais próximo de zero for, melhor será a qualidade de previsão do modelo.

Finalmente, sobre o uso do modelo Holt-Winters (HW), se utilizou de métodos numéricos de otimização para calcular as constantes de amortecimento de Nível (α), de Tendência (β) e de Sazonalidade (γ) das equações no Quadro 2, com ciclo de sazonalidade *s* igual a 12, minimizando a raiz quadrada do Erro Quadrático Médio (REQM) de previsão:

$$Min\ REQM = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}(P_n - A_n)^2} \qquad (101)$$

Onde P_n e A_n são, respectivamente, os valores previstos (futuros) e atuais dos preços médios US$ FOB/kg, e N indica o tamanho do período. Tal como anteriormente, a capacidade de previsão dos modelos foi testada pela estatística U_2 de *Theil*.

No caso do modelo HW, não foi preciso calcular os *log* retorno do preços com $d \in [1, 12]$, pois ele não prevê os aspectos da raiz unitária e de estacionariedade. A atualização das equações (aditivas ou multiplicativas) ocorreu de acordo com o aumento do tamanho do intervalo temporal dos subperíodos, que resultou em quatro modelos de previsão. Para a estimação dos modelos ARIMA, MS e HW, foi utilizado o software EViews© 8.0.

3.2.2 Abordagens de hedge em contratos futuros - Variância

Sobre o objetivo específico 2 – *Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito da Variância como medida de risco* – a razão ótima e a efetividade de hedge foram calculadas pelas abordagens estáticas e dinâmicas, descritas nos subcapítulos 2.2.1, 2.2.2 e 2.2.4.

Uma vez de posse das séries de preços futuros, previstas pelo melhor modelo econométrico (ARIMA ou HW), calculou-se as variações (Δ_L) dos preços *spot* e futuros conforme a seguinte equação:

$$\Delta_L = P_{(t)} - P_{(t-L)} \qquad (102)$$

Onde L $\in$ [1, 12] indica o prazo de vencimento mensal dos contratos futuros hipotéticos, numa janela móvel (*rolling window*) na qual, a cada mês, um novo contrato futuro é comercializado. Assim, cada fruta teve 48 cenários possíveis (04 períodos * 12 vencimentos), testados por abordagem de hedging.

Tal conjunto de cenários teve como objetivo verificar se a razão ótima e a efetividade de hedge tenderam para o *naïve hedge* - ou hedge total (CHEN; LEE; SHRESTHA, 2004) - à medida que o tempo de vencimento do contrato futuro aumentou, tanto nas abordagens estáticas quanto nas dinâmicas. O vencimento do contrato escolhido como efetivo foi aquele que apresentou a maior efetividade de hedge em cada abordagem, desde que sua razão ótima não ultrapasse o hedge total ($0 < H \leq 1$), pois não foi considerado qualquer tipo de operação a descoberto: o exportador somente pôde negociar exatamente a quantidade de frutas que ele dispunha, seja por produção própria ou adquirida de terceiros. Aqui também não foram admitidos quaisquer custos de transação ou restrições orçamentárias, ainda que a prática nos mercados de derivativos cobre essas questões.

Para a evidenciação da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) sobre o hedge total, foram empregados, em conjunto, o teste T para uma amostra, com o objetivo de verificar se os dados das séries *H* e HE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (100%), e a correlação de Pearson, para observar que tipo de correlação foi vista entre as séries de dados (*H* e HE) e o prazo de vencimento.

Em relação à abordagem estática da Variância Mínima (VM), foi considerado somente o modelo proposto por Johnson (1960), por ter sido o pioneiro e ser fácil operacionalização (HULL, 2012). Em seguida, foi empregado o teste T para média de dois períodos (bicaudal), com o objetivo de observar a persistência de *H* entre os períodos (dentro e fora), cuja

informação se revela útil na validação dessa abordagem enquanto estratégia de planejamento de posições futuras de hedge. O teste T para média de dois períodos foi aplicado tanto para a razão ótima (*H*) como para a efetividade de hedge (*HE*).

No caso das abordagens estáticas da Média-Variância (MV), somente foi considerada a proposta de Anderson e Danthine (1980, 1981), uma vez que nela podem ser utilizadas as variações Δ_L dos preços, diferentemente das propostas de Howard e D'Antonio (1984, 1987), que consideram somente o uso de retornos (R). Ademais, Myers e Thompson (1989) já haviam verificado que as variações (Δ_L) dos preços oferecem melhores efetividades de hedge do que seus retornos (R), justamente porque estes últimos podem apresentar grandes erros na estimação da razão ótima de hedge.

Dito isto, foi verificado estatisticamente se a média das variações $\Delta_{L,f}$ para os preços futuros é igual a zero (H_0: $\mu = 0$), pela regressão por MQO da seguinte equação:

$$\Delta_{L,f} = \mu + \varepsilon_t \qquad (103)$$

Depois, foi calculada a estatística t de Student para μ, usando a equação (84). Se $t_{calculado} < t_{crítico}$, a hipótese nula é aceita, e nesse caso, todas as abordagens da Média-Variância convergirão para VM independente do grau de aversão a perdas, já que $E(\Delta_{L,f}) = 0$.

Para contraprova, foram atribuídos os seguintes conjuntos de valores escolhidos empiricamente, no intuído de descobrir se *H*_MV é realmente igual a *H*_VM, independente do grau de aversão a perdas (A) e do prazo de vencimento: $A \in [1, 300]$. Mas caso *H*_MV ≠ *H*_VM, isto apontará para a existência de um componente de negociação especulativa na equação (44), decorrente da presença de vieses no mercado de futuros (LIEN; TSE, 2002), ainda que estatisticamente $E(\Delta_{L,f}) = 0$. Para evidenciar ou refutar essas semelhanças, empregou-se o teste T para média de duos períodos, comparando as séries de mínima (A = 01) e máxima ($A \rightarrow \infty$) aversão às perdas, tanto nas séries H como nas HE.

Além disso, foram construídas Fronteiras Econômicas Eficientes (FEE) (MARKOWITZ, 1952) que exemplificaram os conjuntos de portfólios diversificados entre mercados *spot* e futuros que ofereçam aos agentes econômicos maiores retornos com o mesmo risco, ou menores riscos com o mesmo retorno. O par ordenado média-variância $[E(R_h); Var(R_h)]$ foi obtido após o cálculo de *H* ótimo, para cada grau de aversão a perdas *A*. Quanto maior o retorno, maior o risco e menores são *H* e *HE* desses portfólios diversificados. Ademais, também foi indicado o valor de *A* que torna a taxa marginal de crescimento de *H* e *HE* indiferente quanto à aversão a perdas (ver Figuras 2 e 3).

Em relação às abordagens dinâmicas, cada cenário não terá uma única razão ótima de hedge, mas sim um conjunto delas. Nessa situação, foram comparados os gráficos de cada cenário e observados se a razão ótima de hedge cresce conforme o aumento do prazo de vencimento do contrato futuro, sendo condicionadas a cada instante *t*. O mesmo ocorre com a efetividade do hedge, onde cada instante de tempo possui o seu próprio valor. O modelo BEKK-GARCH foi escolhido por ser mais parcimonioso na estimação de seus parâmetros.

Assim, a variância condicionada do portfólio será igual a $(R_{h,t})^2$, e a variância condicionada do mercado spot será igual a $(R_{s,t})^2$, e nesses termos, tornou-se possível aplicar a equação (34) da Variância Mínima para cada instante de tempo observado, cuja análise também se deu através de gráficos, verificando seu comportamento de acordo com o prazo de vencimento do contrato futuro.

A estimação do vetor de parâmetros θ da equação (70) e (103) foi pela maximização da seguinte função de *log* verossimilhança via métodos numéricos (ENGLE; GRANGER; KRAFT, 1984; BOLLERSLEV; ENGLE; WOOLDRIGE, 1988; BABA *et al.*, 1991; BERA; GARCIA; ROH, 1997; POK; POSHAKWALE; FORD, 2009):

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^{T} L_t(\theta) \quad (104) \qquad L_t(\theta) = -\frac{m}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}(\ln(|H_t|) + \varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t) \quad (105)$$

Onde *m* representa o número de equações de média, enquanto que o formato de H_t dependerá da especificação da variância condicional empregada. Para a estimação das abordagens estáticas, foi utilizado o Solver© do MS Excel© 2007; para as abordagens dinâmicas, foi usado o software EViews© 8.0.

3.2.3 Abordagens de hedge em contratos futuros – Dominância Estocástica

Em se tratando do objetivo específico 3 – *Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito da Dominância Estocástica como medida de risco* – empregou-se somente a abordagem Média-Gini, particularmente porque ela também permite o uso de variações (Δ_L) dos preços, diferentemente da abordagem da Semivariância Generalizada, que admite unicamente os retornos em seus modelos.

Pela abordagem Média-Gini, foi atribuído um conjunto de valores de graus de aversão às perdas escolhidos empiricamente para $v \in [1, 300]$ nas equações (57) e (58), com $F(Rh_t)$ sendo uma função de distribuição de probabilidade empírica, dado que quanto menor for o Índice Média-Gini estendido, menos arriscado será o portfólio hedgeado. As efetividades do hedge foram calculadas pelas equações (59) e (60), conforme o caso. Além disso, foi

observado o comportamento de *H* e HE à medida que *v* aumentava, de modo a verificar a influência do grau de aversão às perdas em seus valores.

Para a evidenciação da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) sobre o hedge total, também foram empregados, em conjunto, o teste T para uma amostra, com o objetivo de verificar se os dados das séries *H* e HE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (100%), e a correlação de Pearson, para observar que tipo de correlação foi vista entre as séries de dados (*H* e HE) e o prazo de vencimento.

Novamente foi empregado o teste T para média de dois períodos (bicaudal), com o objetivo de observar a persistência de *H* entre os períodos (dentro e fora), testada nas séries HE, e assim também buscar a validação dessa abordagem enquanto estratégia de planejamento de posições futuras de hedge. A operacionalização da abordagem Média-Gini se deu com o uso de métodos numéricos de otimização via Solver© do MS Excel© 2007.

3.2.4 Abordagens de hedge em contratos futuros – Value-at-Risk

Por fim, o objetivo específico 4 – *Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito do Valor em Risco como medida de risco* – foi verificado se a minimização do VaR, ao invés da variância, produz necessariamente uma maior diminuição no risco do portfólio hedgeado. Logo, o elemento-chave aqui em discussão foi identificar qual a medida de risco que deve ser adotada para nortear o cálculo da razão ótima de hedge *H*, tendo como foco analítico a abordagem estática da Variância Mínima nos períodos apresentados na seção 3.2.2.

Em relação ao VaR do portfólio hedgeado, a tese tomou como referência inicial a metodologia adotada por Harris e Shen (2006), os quais utilizaram como função de distribuição de probabilidade a distribuição empírica, resultando na Simulação Histórica.

Sobre a Simulação Histórica ou Distribuição de Probabilidade Empírica, a série de variações (Δ_L) dos preços no portfólio hedgeado foi rearranjada em ordem crescente, cujo VaR foi a observação imediatamente superior à α% do total do período analisada (5%, para os fins desta tese), tal como ilustrada na Figura (21). A probabilidade acumulada empírica (PAE) das observações é calculada pela seguinte equação:

$$PAE = \frac{R}{N} \quad (106)$$

Onde N indica o total de observações na série de dados, e R indica a posição (ou ranking) da observação na série de dados, isto é, R varia de um até N. Quando PAE for imediatamente ≥ α%, ele será o VaR da Simulação Histórica.

Tais valores serão calculados pela equação (106), com o objetivo de identificar as observações que correspondem a α%. Em relação ao portfólio hedgeado no mercado de futuros, os valores de $R_{h,t}$ serão calculados pela equação (31), com *H* inicial igual a zero. Uma vez que os valores do VaR tendem a ser negativos, a meta de otimização é encontrar o valor de *H* que maximize seu valor naquele nível de confiança estabelecido, ao invés de minimizar a variância do portfólio.

Assim, a razão ótima de hedge *H* foi calculada através do Solver© do MS Excel© 2007, em conjunto com um algoritmo de ordenação da matriz R_h (disponível no Apêndice D) para a obtenção de sua equivalente Função de Distribuição de Probabilidade (FDP) empírica. Para o CVaR, seu valor foi calculado pela média aritmética dos valores inferiores ao VaR, e como tal resultado tende a ser negativo também, ele foi submetido aos mesmos procedimentos de otimização da razão ótima *H* descritos para o VaR.

A efetividade do hedge (HE) foi calculada pela diminuição percentual observada entre os VaR/CVaR dos portfólios hedgeados (*H* ótimo) e sem hedge (*H* = 0), analogamente ao visto na equação (46) para resultados negativos.

E para a evidenciação da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) sobre o hedge total, novamente foram utilizados, em conjunto, o teste T para uma amostra, com o objetivo de verificar se os dados das séries *H* e HE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (100%), e a correlação de Pearson, para observar que tipo de correlação foi vista entre as séries de dados (*H* e HE) e o prazo de vencimento.

3.3 Limitações Metodológicas

Nesta seção, são apresentadas (1) a limitação metodológica, (2) as razões de escolha dos métodos analíticos acima descritos e (3) a escassez de estudos empíricos.

No primeiro quesito, a principal limitação metodológica aqui trazida está relacionada ao uso da simulação enquanto método de investigação científica para a construção de cenários, decorrente da ausência de mercado de derivativos para a fruticultura exportadora brasileira.

Ainda que seu objetivo elementar aponte para a programação em computador de determinadas questões teóricas e posterior análise do tipo de comportamento que elas causam,

servindo de ferramenta de pesquisa para o estudo teórico de um sistema/processo cuja meta é ver como tais eventos poderiam acontecer, seus resultados não devem ser confundidos com observações empíricas, uma vez que são apenas uma materialização das consequências plausíveis de uma teoria da qual o modelo é a demonstração; logo, ao testar o funcionamento desse modelo, a simulação não acena para a realidade, mas sim para uma representação simbólica dessa realidade (BRUYNE; HERMAN; SCHOUTHEETE, 1982).

No segundo quesito, procurou-se escolher para a simulação os modelos consagrados na literatura especializada. Portanto, quanto ao uso dos métodos ARIMA e HW, eles intentam em apresentar equações de previsão que mostrem o mecanismo causador da trajetória das séries históricas em análise, o mais parcimoniosamente possível. Sobre as abordagens de hedge estáticas e dinâmicas acima descritas, elas foram selecionadas de fontes que descrevem o *estado-da-arte* sobre o assunto. E em relação às técnicas de VaR supracitadas na seção 3.2.4, estas foram escolhidas por serem as pioneiras na busca pela razão ótima/efetividade do hedge.

Por fim, quando ao número de estudos empíricos sobre a temática, estes são raros quando se trata de mercados futuros para a fruticultura, especialmente para com o uso de modelos que não seja o da variância mínima ou BEKK-GARCH.

4 Análise e discussão dos resultados

4.1 Estatística descritiva das séries temporais

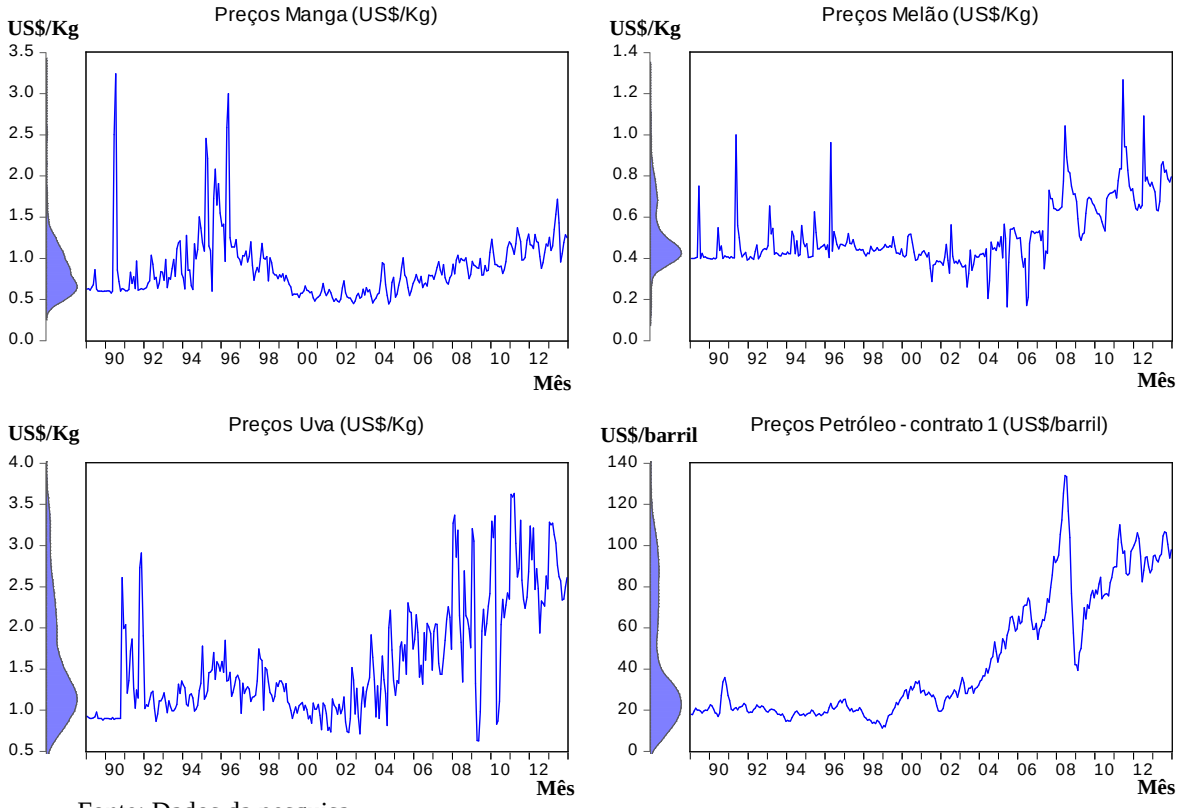
Nessa etapa do estudo, são apresentadas as estatísticas descritivas referentes às séries de dados históricos das frutas aqui analisadas, bem como da série histórica do petróleo – contrato 1, do mercado WTI, negociado na NYMEX, entre Jan/1989 e Dez/2013.

Tabela 1. Estatística descritiva das séries de preços mensais de frutas e de petróleo

Preços (jan/1989 – dez/2013)	Manga (US$/kg)	Melão (US$/kg)	Uva (US$/kg)	Petróleo contrato 1 (US$/barril)
Média (μ)	0,88	0,51	1,57	43,78
Mediana	0,80	0,45	1,33	28,17
Máximo	3,24	1,27	3,63	134,02
Mínimo	0,45	0,16	0,63	11,31
Desvio-Padrão (σ)	0,38	0,16	0,70	30,53
Assimetria (S)	2,67	1,36	1,08	0,94
Curtose (K)	13,90	5,36	3,30	2,56
Jarque-Bera (JB)	1.842,06	161,95	59,69	46,71
P-value JB (1%)	0,00	0,00	0,00	0,00
Observações (N)	300	300	300	300

Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 22 – Gráficos das séries de preços mensais de frutas e de petróleo



Fonte: Dados da pesquisa.

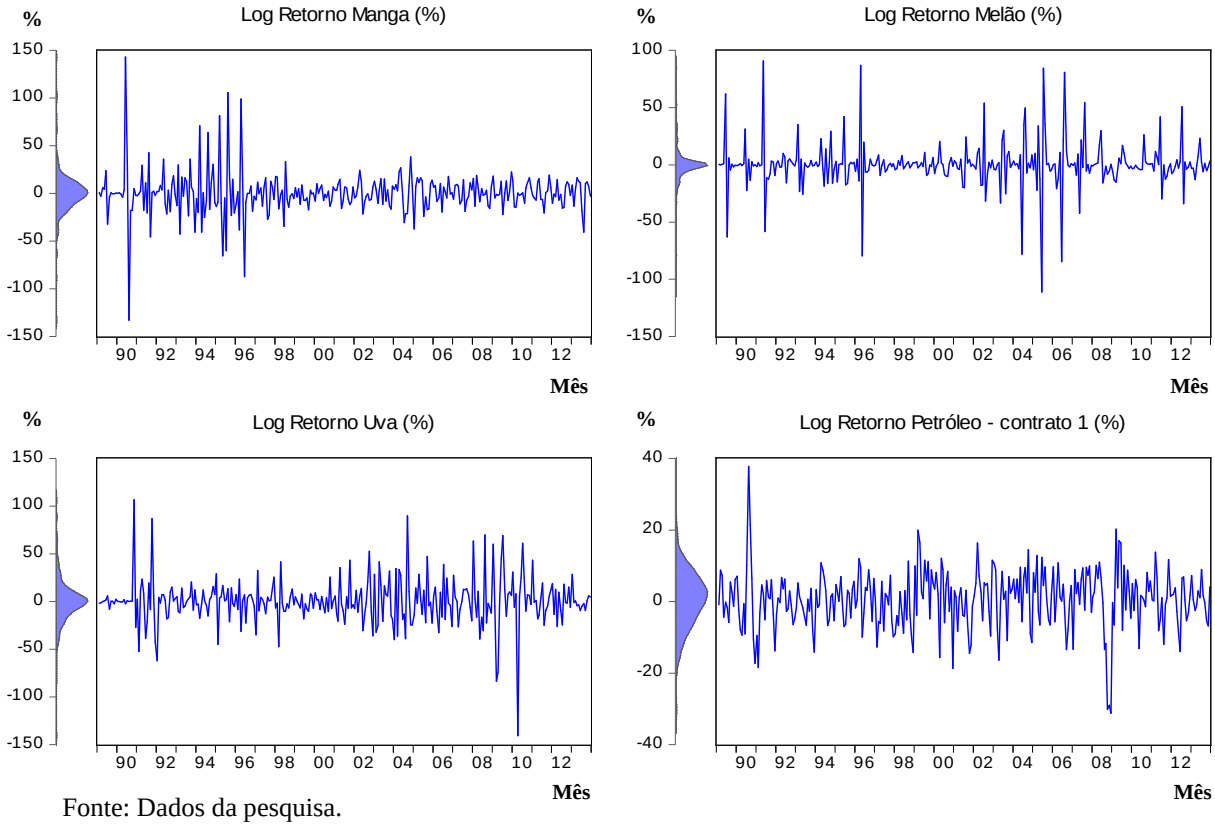
Na Tabela 1, estão os resultados para as séries de preços, cuja primeiro comentário é dirigido aos valores do desvio-padrão, que são menores que sua média, indicando que a variabilidade dos dados históricos não ultrapassa 100% do valor médio. Todas elas possuem uma distribuição assimétrica positiva. E em relação à curtose, todas as séries de preços de frutas são leptocúrticas (K > 3), enquanto que a série de preços do petróleo é platicúrtica (K < 3), conforme ilustradas na Figura 22.

Tabela 2. Estatística descritiva das séries de log retorno do preço de frutas e de petróleo

Log retorno do preço (jan/1989 – dez/2013)	Manga (US$/kg)	Melão (US$/kg)	Uva (US$/kg)	Petróleo contrato 1 (US$/barril)
Média (μ)	0,00	0,00	0,00	0,01
Mediana	0,00	-0,00	0,00	0,01
Máximo	1,43	0,91	1,06	0,38
Mínimo	-1,33	-1,11	-1,40	-0,31
Desvio-Padrão (σ)	0,22	0,20	0,24	0,08
Assimetria (S)	0,69	0,01	-0,07	-0,26
Curtose (K)	15,71	12,46	9,75	5,36
Jarque-Bera (JB)	2.035,75	1.114,26	568,57	72,72
P-value JB (1%)	0,00	0,00	0,00	0,00
Observações (N)	299	299	299	299

Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 23 – Gráficos das séries de Log retorno do preço de frutas e de petróleo



Fonte: Dados da pesquisa.

Já na Tabela 2, estão os resultados para as séries de Log retorno dos preços (d = 1), cujo desvio-padrão foi maior do que sua média em todas elas, indicando que a variabilidade dos dados históricos ultrapassou 100% do valor médio. As séries da Manga e do Melão possuem uma distribuição assimétrica positiva, enquanto que as séries da Uva e do petróleo tem uma distribuição assimétrica negativa. Sobre a curtose, todas as séries de Log retono do preço são leptocúrticas (K > 3), conforme mostrado na Figura 23.

Ademais, os resultados de assimetria e curtose mostrados nas Tabelas 1 e 2 contribuíram para a rejeição da hipótese de normalidade dos dados via teste Jarque-Bera, com significância de 1%, cuja ilustração das distribuições empíricas dessas séries históricas é vista pela densidade Kernel no eixo das ordenadas nas Figuras 22 e 23.

Assim, tendo como foco principal o Log retorno dos preços, os resultados obtidos atendem ao fato estilizado do excesso de curtose (AIUBE, 2013), ou seja, a ocorrência de caudas pesadas na distribuição dos dados. Quanto à estacionariedade, visualmente os gráficos sugerem a sua ocorrência. E a respeito da fraca dependência linear e dependência não linear, e do comportamento heterocedástico condicional, estes são evidenciados na discussão dos resultados dos objetivos específicos propostos pela tese, iniciados a seguir.

4.2 Previsões de preços futuros via séries temporais

Nesta seção, são apresentados os resultados referentes à adequação dos modelos de previsão de séries temporais da família ARIMA/GARCH e de suavização exponencial Holt-Winters (HW) para a previsão estática dos preços futuros das frutas (objetivo específico 1).

Em relação ao uso dos modelos ARIMA/GARCH, a primeira etapa foi verificar a ausência de raiz unitária e estacionariedade nas séries mensais de preço e Log retorno do preço. As Tabelas 3, 4 e 5 mostram, respectivamente, os resultados dos *p-values* do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries da manga, do melão e da uva, por período.

Em relação à manga, verificou-se que, ao nível de significância de 5%, as séries de preço são estacionárias e ausentes de raiz unitária, em qualquer valor de vencimento, com exceção dos períodos 3 e 4. Para as séries de Log retorno do preço, somente as com vencimento em 06 e 11 meses no período 3, e com vencimento em 12 meses no período 4, apresentaram valores significativos para a insistência de raiz unitária e não estacionariedade, marcadas com *. Portanto, elas foram submetidas ao teste KPSS, cujos valores revelaram a estacionariedade dessas séries a 1% de significância, com valores críticos assintóticos menores que 0,216, pela equação (88) (KWIATKOWSKI *et al*., 1992, p.166).

Tabela 3. Teste ADF para as séries de preço e log retorno de preço da manga

Esta tabela mostra, por prazo de vencimento mensal e por período, os resultados dos *p-values(p)* do teste ADF (equação 84) aplicado nas séries de Preço e Log retorno do preço da manga, com 5% de significância.

Prazo (mês)		Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)		Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)		Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)		Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)	
		Preço	**Log retorno**	**Preço**	**Log retorno**	**Preço**	**Log retorno**	**Preço**	**Log retorno**
01	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
02	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
03	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
04	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
05	*p*	0,000	0,021	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
06	*p*	0,000	0,020	0,000	0,000	0,153	0,063*	0,058	0,015
07	*p*	0,000	0,005	0,000	0,007	0,153	0,010	0,058	0,001
08	*p*	0,000	0,013	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
09	*p*	0,000	0,036	0,000	0,044	0,153	0,006	0,058	0,001
10	*p*	0,000	0,015	0,000	0,000	0,153	0,039	0,058	0,011
11	*p*	0,000	0,002	0,000	0,000	0,153	0,099*	0,058	0,034
12	*p*	0,000	0,011	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,109*

Fonte: Dados da pesquisa.

A respeito do melão, observou-se que, ao nível de significância de 5%, todas as séries de preço são estacionárias e ausentes de raiz unitária, em qualquer valor de vencimento. Para padronização da análise, construiu-se suas séries de Log retorno do preço, que somente as com vencimento em 09 e 10 meses no Período 4 apresentaram valores significativos para a persistência de raiz unitária e não estacionariedade, também marcadas com *. Novamente, elas foram submetidas ao teste KPSS, cujos valores indicaram as suas estacionariedades a 1% de significância, com valores críticos assintóticos menores que 0,216.

Tabela 4. Teste ADF para as séries de preço e log retorno de preço do melão

Esta tabela mostra, por prazo de vencimento mensal e por período, os resultados dos *p-values(p)* do teste ADF (equação 84) aplicado nas séries de Preço e Log retorno do preço do melão, com 5% de significância.

Prazo (mês)		Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)		Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)		Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)		Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)	
		Preço	**Log retorno**	**Preço**	**Log retorno**	**Preço**	**Log retorno**	**Preço**	**Log retorno**
01	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
02	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
03	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
04	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
05	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
06	*p*	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
07	*p*	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
08	*p*	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
09	*p*	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,115*
10	*p*	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,075*
11	*p*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,024
12	*p*	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

E em se tratando da uva, os resultados mostraram que, ao nível de significância de 5%, todas as séries de preço não são estacionárias e nem ausentes de raiz unitária, em qualquer valor de vencimento. Contudo, para as séries de Log retorno do preço, todas apresentaram

valores significativos para a ausência de raiz unitária e estacionariedade, não sendo necessária a aplicação do teste KPSS para novas confirmações dessas condições.

Tabela 5. Teste ADF para as séries de preço e log retorno do preço da uva

Esta tabela mostra, por prazo de vencimento mensal e por período, os resultados dos *p-values(p)* do teste ADF (equação 84) aplicado nas séries de Preço e Log retorno do preço da uva, com 5% de significância.

Prazo (mês)		Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)		Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)		Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)		Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)	
		Preço	Log retorno	Preço	Log retorno	Preço	Log retorno	Preço	Log retorno
01	*p*	0,253	0,000	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
02	*p*	0,253	0,000	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
03	*p*	0,253	0,001	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
04	*p*	0,253	0,000	0,549	0,002	0,570	0,000	0,580	0,000
05	*p*	0,253	0,000	0,549	0,000	0,570	0,001	0,580	0,000
06	*p*	0,253	0,001	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
07	*p*	0,253	0,001	0,549	0,001	0,570	0,000	0,580	0,000
08	*p*	0,253	0,000	0,549	0,004	0,570	0,001	0,580	0,000
09	*p*	0,253	0,000	0,549	0,001	0,570	0,004	0,580	0,000
10	*p*	0,253	0,001	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
11	*p*	0,253	0,008	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
12	*p*	0,253	0,002	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

Após a verificação dos quesitos estacionariedade/raiz unitária, optou-se pelo uso das séries de log retorno do preço para a realização da previsão dos preços futuros, justificadas também pela seguinte condição: com a defasagem imposta aos log retornos do preço, torna-se possível ampliar o horizonte de previsão dos modelos ARIMA/GARCH para o valor de *d*, ou seja, adaptando o modelo preditivo ao vencimento do contrato futuro.

Nas tabelas 6, 7 e 8, são apresentados os resultados alusivos às equações de previsão dos preços futuros, construídas a partir da análise de correlogramas e do cálculo do Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (SBIC). Os coeficientes das equações de previsão estão disponíveis nos apêndices C, D e E, em seus formatos reduzidos.

Tabela 6. Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros da manga

Estão apresentados os diagnósticos das equações de previsão (Apêndice C) por período, por poder de explicação (R^2 aj), parcimônia (SBIC), correlação serial (B-G), heterocedasticidade (L-B Q) e U_2 (qualidade de previsão), para os valores dentro e fora do período, para a manga.

Prazo (mês)	Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)				U_2 (1989-1998)	Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)				U_2 (1989-2003)
	R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q		R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q	
01	0,239	0,340	0,893	0,690	0,378	0,221	0,389	0,915	0,311	0,325
02	0,565	0,450	0,600	0,504	0,370	0,529	0,446	0,898	0,202	0,327
03	0,608	0,471	0,644	0,309	0,373	0,545	0,493	0,582	0,207	0,350
04	0,625	0,459	0,824	0,296	0,377	0,548	0,507	0,594	0,124	0,352
05	0,627	0,518	0,493	0,661	0,384	0,520	0,489	0,689	0,091	0,342
06	0,805	0,013	0,260	0,550	0,336	0,523	0,548	0,792	0,335	0,344
07	0,619	0,535	0,607	0,436	0,374	0,564	0,484	0,486	0,297	0,341
08	0,639	0,481	0,552	0,205	0,379	0,532	0,580	0,493	0,582	0,367
09	0,651	0,340	0,372	0,388	0,373	0,585	0,489	0,352	0,204	0,349
10	0,465	0,788	0,671	0,065	0,417	0,598	0,506	0,349	0,198	0,344
11	0,599	0,522	0,643	0,830	0,392	0,578	0,603	0,874	0,220	0,347
12	0,597	0,481	0,335	0,183	0,399	0,502	0,588	0,295	0,232	0,354

TABELA 6. Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros da manga (cont.)

Prazo (mês)	Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)				U_2 (1989-2008)	Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)				U_2 (1989-2008)
	R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q		R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q	
01	0,206	0,024	0,578	0,053	0,298	0,176	-0,225	0,154^{o}	0,843^{oo}	0,270
02	0,524	0,104	0,588	0,094*	0,304	0,517	-0,206	0,279^{o}	0,995^{oo}	0,280
03	0,573	0,135	0,470	0,231*	0,301	0,586	-0,154	0,407^{o}	0,999^{oo}	0,265
04	0,579	0,129	0,729	0,122	0,299	0,598	-0,134	0,347^{o}	0,999^{oo}	0,268
05	0,502	0,038	0,093^{o}	0,976^{oo}	0,319	0,575	-0,055	0,333	0,046	0,260
06	0,566	-0,405	0,492^{o}	0,784^{oo}	0,301	0,593	-0,547	0,075^{o}	0,364^{o}	0,266
07	0,553	0,015	0,260^{o}	0,971^{oo}	0,318	0,596	-0,393	0,113^{o}	0,984^{oo}	0,268
08	0,534	-0,098	0,577^{o}	0,413^{oo}	0,305	0,549	-0,260	0,359^{o}	0,362^{oo}	0,271
09	0,574	-0,226	0,301^{o}	0,835^{oo}	0,320	0,587	-0,376	0,270^{o}	0,201^{oo}	0,283
10	0,596	-0,239	0,589^{o}	0,483^{oo}	0,318	0,598	-0,449	0,293^{o}	0,757^{oo}	0,281
11	0,540	-0,057	0,241^{o}	0,878^{oo}	0,321	0,583	-0,450	0,210^{o}	0,565^{oo}	0,276
12	0,539	-0,417	0,536^{o}	0,734^{oo}	0,310	0,552	-0,504	0,038^{o}	0,772^{oo}	0,277

* Valores do teste estatístico LM de Engle (1982, p.999-1000), com 10 defasagens, quando L-B Q < 1%, para dirimir quaisquer dúvidas sobre heterocedasticidade na variância. º Resultado da correlação serial L-B Q após a correção de heterocedasticidade. ^{oo} Teste LM-ARCH após a correção de heterocedasticidade. Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7. Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros do melão

Estão apresentados os diagnósticos das equações de previsão (Apêndice D) por período, por poder de explicação (R^2 aj), parcimônia (SBIC), correlação serial (B-G), heterocedasticidade (L-B Q) e U_2 (qualidade de previsão), para os valores dentro e fora do período, para o melão.

Prazo (mês)	Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)				U_2 (1989-1998)	Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)				U_2 (1989-2003)
	R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q		R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q	
01	0,430	-0,587	0,745	0,923	0,190	0,408	-0,929	0,786	0,999	0,181
02	0,197	-0,342	0,098	0,959	0,217	0,438	-0,902	0,698	0,990	0,173
03	0,519	-0,653	0,781	0,998	0,196	0,493	-0,901	0,848	0,999	0,180
04	0,574	-0,636	0,368	0,999	0,195	0,527	-0,900	0,718	1,000	0,180
05	0,589	-0,755	0,910	0,999	0,188	0,545	-0,970	0,832	0,992	0,171
06	0,502	-0,523	0,868	0,994	0,199	0,549	-0,998	0,850	0,997	0,170
07	0,490	-0,448	0,587	0,810	0,203	0,530	-0,881	0,514	0,996	0,174
08	0,621	-0,734	0,680	0,999	0,192	0,563	-0,987	0,955	0,997	0,171
09	0,607	-0,776	0,957	0,999	0,188	0,539	-0,977	0,856	0,996	0,172
10	0,612	-0,778	0,713	0,999	0,188	0,535	-0,994	0,881	0,992	0,171
11	0,510	-0,833	0,481	0,632	0,196	0,506	-0,943	0,727	0,959	0,172
12	0,427	-0,716	0,664	0,997	0,190	0,497	-0,996	0,936	0,998	0,177
Prazo (mês)	**Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)**				**U_2 (1989-2008)**	**Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)**				**U_2 (1989-2013)**
	R^2 aj.	**SBIC**	**B-G**	**L-B Q**		**R^2 aj.**	**SBIC**	**B-G**	**L-B Q**	
01	0,356	-1,045	0,659	0,987	0,206	0,323	-0,582	0,999	0,127	0,172
02	0,410	-1,014	0,657	0,978	0,206	0,484	-0,527	0,114	0,184	0,175
03	0,451	-1,003	0,987	0,978	0,210	0,538	-0,531	0,998	0,052	0,173
04	0,486	-0,974	0,097	0,990	0,216	0,536	-0,431	0,093	0,348	0,178
05	0,521	-1,041	0,792	0,911	0,203	0,593	-0,474	0,992	0,509*	0,173
06	0,460	-0,978	0,905	0,972	0,211	0,579	-0,507	0,965	0,084*	0,180
07	0,484	-0,972	0,542	0,978	0,219	0,520	-0,425	0,308	0,250	0,194
08	0,468	-0,995	0,283	0,980	0,212	0,511	-0,417	0,228	0,302	0,197
09	0,450	-0,998	0,502	0,956	0,211	0,516	-0,443	0,128	0,072*	0,191
10	0,457	-1,001	0,150	0,846	0,214	0,531	-0,459	0,569	0,053	0,185
11	0,427	-1,012	0,479	0,830	0,209	0,493	-0,499	0,732	0,155	0,184
12	0,431	-0,992	0,158	0,933	0,214	0,323	-0,423	0,195	0,247*	0,191

* Valores do teste estatístico LM de Engle (1982, p.999-1000), com 10 defasagens, quando L-B Q < 5%, para dirimir quaisquer dúvidas sobre heterocedasticidade na variância. Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8. Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros da uva

Estão apresentados os diagnósticos das equações de previsão (Apêndice E) por período, por poder de explicação (R^2 aj), parcimônia (SBIC), correlação serial (B-G), heterocedasticidade (L-B Q) e U_2 (qualidade de previsão), para os valores dentro e fora do período, para a uva.

Prazo (mês)	Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)				U_2 (1989-1998)	Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)				U_2 (1989-2003)
	R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q		R^2 aj.	SBIC	B-G	L-B Q	
01	0,160	-0,081	0,469	1,000	0,226	0,193	-0,434	0,371	0,975	0,218
02	0,519	0,065	0,339	1,000	0,248	0,507	-0,433	0,134	0,958	0,209
03	0,679	0,099	0,330	0,961	0,214	0,640	-0,374	0,576	0,994	0,201
04	0,622	0,198	0,823	0,930	0,243	0,596	-0,285	0,514	0,998	0,312
05	0,457	0,405	0,441	0,940	0,254	0,556	-0,218	0,575	0,346	0,213
06	0,507	0,215	0,454	0,990	0,237	0,592	-0,531	0,653	0,989	0,221
07	0,562	0,546	0,842	0,485*	0,296	0,610	-0,364	0,934	0,942	0,209
08	0,500	0,647	0,098	0,375*	0,318	0,663	-0,381	0,225	0,830	0,212
09	0,503	0,583	0,140	0,444	0,308	0,655	-0,267	0,116	0,945	0,224
10	0,401	0,911	0,211	0,089	0,311	0,653	-0,366	0,169	0,996	0,211
11	0,523	0,285	0,406	0,979	0,250	0,631	-0,416	0,330	0,967	0,200
12	0,406	0,679	0,499	0,938	0,325	0,672	-0,470	0,413	0,950	0,197
Prazo (mês)	**Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)**				**U_2 (1989-2008)**	**Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)**				**U_2 (1989-2013)**
	R^2 aj.	**SBIC**	**B-G**	**L-B Q**		**R^2 aj.**	**SBIC**	**B-G**	**L-B Q**	
01	0,224	-0,555	0,120	0,402	0,217	0,246	-0,384	0,884	0,614	0,208
02	0,528	-0,481	0,479	0,864	0,227	0,519	-0,344	0,519	0,337	0,210
03	0,638	-0,550	0,233	0,946	0,212	0,633	-0,376	0,497	0,745	0,208
04	0,625	-0,444	0,558	0,608	0,227	0,596	-0,284	0,115	0,523	0,212
05	0,557	-0,453	0,270	0,882	0,217	0,544	-0,325	0,383	0,328	0,224
06	0,578	-0,642	0,477	0,867	0,219	0,541	-0,357	0,494	0,520	0,217
07	0,576	-0,317	0,701	0,128	0,215	0,556	-0,248	0,923	0,953*	0,227
08	0,651	-0,272	0,641	0,463*	0,238	0,624	-0,298	0,207	0,692	0,227
09	0,670	-0,267	0,971	0,097*	0,220	0,640	-0,329	0,017	0,918	0,227
10	0,625	-0,165	0,106	0,064**	0,215	0,596	-0,293	0,188	0,769	0,235
11	0,613	-0,560	0,263	0,875	0,220	0,524	-0,313	0,059	0,365	0,234
12	0,645	-0,640	0,086	0,936	0,222	0,486	-0,297	0,073	0,205	0,225

* Valores do teste estatístico LM de Engle (1982, p.999-1000), com 10 defasagens, quando L-B Q < 5%, para dirimir quaisquer dúvidas sobre heterocedasticidade na variância. ** Resultado do teste LM com 09 defasagens.
Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação ao uso de modelos SARIMA, ele foi empregado em cinco equações (10% do total) para a manga, em oito equações para o melão (17% do total), e não foi necessário o seu uso nas equações para a uva.

Nesse sentido, não é possível generalizar a existência de sazonalidade em suas séries de Log retornos e de preços, muito embora suas séries de volume exportado tenham ares de sazonalidade anual, com picos de vendas observados no segundo semestre (ver apêndice A).

Ademais, foi identificada uma variedade no grau de complexidade das equações de previsão estimadas, indo de um modelo MA(1) [mais simples] até um modelo SARMA (1,2)x(6,12) [mais complexo]. Todavia, as tabelas 6, 7 e 8 mostram a parcimoniosidade desses modelos pelos resultados do SBIC, dado que eles são negativos na maioria dos casos, e quanto menor o SBIC, mais simples a equação é, para cada vencimento estimado. E sobre a

ausência de correlação serial nos resíduos, ela foi confirmada pelo teste Breusch-Godfrey (B-G) com 10 defasagens, uma vez que os resultados dos *p-values* foram maiores que 1%.

A respeito da presença de heterocedasticidade na variância, ela somente foi detectada nas séries históricas da manga, em 19 modelos (39,6%), concentrados nos períodos 3 e 4. Após aplicar os modelos da família GARCH quando demandados, os correlogramas do quadrado dos resíduos não obtiveram significância estatística com 10 defasagens, como mostra o teste Q de Ljung e Box (L-B Q) (1978), indicando assim a correção de heterocedasticidade na variância.

Além disso, é importante comentar que dos 19 modelos GARCH aplicados, 11 eram do tipo IGARCH, dado que a soma dos coeficientes α e β do seu equivalente GARCH ultrapassava 1. Esse dado mostra a existência de uma quebra estrutural na variância, indicando a existência de mais de um modelo econométrico que explica as várias estruturas nela presentes (LAMOUREUX; LASTRAPES, 1990).

Quanto à explicação do coeficiente de determinação R^2 ajustado, observou-se que seus valores aumentam consideravelmente entre os vencimentos de 02 e 12 meses, se comparados aos valores verificados para o vencimento de um mês, tanto para a manga como para a uva. No caso do melão, ainda que tais variações aconteçam com menor intensidade, seus melhores resultados também ocorrem nesse mesmo intervalo.

Logo, esses resultados apontam que as melhores posições de hedge possam estar no intervalo [2, 12], uma vez que quanto mais próximos estiverem os valores real e previsto (ou seja, quanto maior for o R^2 ajustado), menor será o risco de base do contrato futuro, representado pelos resíduos das séries históricas aqui analisadas.

Sobre o teste U_2 de Theil, ele mostra a acurácia dos modelos ARIMA estimados na previsão do preço médio das frutas exportadas, tanto para os valores dentro e fora do período. Quanto mais próximo de zero for seu valor, melhor é sua capacidade preditiva, numa escala que varia de 0% (máxima igualdade) a 100% (máxima desigualdade).

Em relação à manga, melão e uva, os valores de U_2, de maneira geral, são menores ou iguais a, respectivamente, 0,417, 0,217 e 0,325. Contudo, é necessário destacar que, no Período 4, esses valores máximos diminuem, apontando para uma relevante melhoria na qualidade preditiva das equações de previsão com o aumento do tamanho do período, não ultrapassando, respectivamente, os valores de 0,283, 0,197 e 0,235.

As tabelas 9 e 10 mostram, concomitantemente, os resultados dos coeficientes das equações, com ciclo de sazonalidade *s* de 12 meses para os modelos Holt-Winters aditivo e

multiplicativo, que minimizam a Raiz quadrada do Erro Quadrático Médio (REQM) de previsão. Adicionalmente, também foi calculado o teste U_2, para os valores dentro e fora do período. Como já explicado no capítulo de metodologia, não foi preciso calcular os log retornos de preço das séries históricas, pois esse modelo não prevê os aspectos da raiz unitária e de estacionariedade, tendo somente quatro modelos de previsão, em cada tabela e por fruta.

Tabela 9. Resultados dos coeficientes e indicadores para o modelo HW aditivo

Esta tabela mostra os valores dos coeficientes de nível (α), tendência (β) e sazonalidade (γ), para cada tipo de fruta, obtidos por métodos numéricos de otimização, e os valores da raiz quadrada do erro quadrático médio (REQM) e U_2 (qualidade de previsão), para dados dentro e fora do período, pelo modelo Holt-Winters (HW) aditivo (equações 1.1 a 4.1 do Quadro 2).

Fruta	Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)				U_2 (1989-1998)	Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)				U_2 (1989-2003)
	α	β	γ	REQM		α	β	γ	REQM	
Manga	0,330	-	-	0,379	0,445	0,260	-	-	0,421	0,427
Melão	-	-	-	0,085	0,186	0,020	0,010	-	0,082	0,187
Uva	0,550	-	-	0,331	0,251	0,470	-	-	0,282	0,226
Fruta	**Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)**				**U_2 (1989-2008)**	**Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)**				**U_2 (1989-2013)**
	α	β	γ	REQM		α	β	γ	REQM	
Manga	0,270	-	-	0,347	0,357	0,280	-	-	0,305	0,305
Melão	0,070	-	-	0,074	0,282	0,270	-	-	0,089	0,196
Uva	0,510	-	-	0,249	0,268	0,470	-	-	0,305	0,259

Fonte: Dados da pesquisa.

Nas tabelas 9 e 10, é possível observar a prevalência do coeficiente de amortecimento de nível (α), sendo raras as aparições dos coeficientes de tendência (β) e de sazonalidade (γ).

Para efeitos de comparação de qual modelo de previsão (aditivo ou multiplicativo) apresentou a melhor acurácia, utilizou-se o indicador U_2. Nesse sentido, é possível observar que para a manga, o modelo multiplicativo foi melhor em todas os períodos. Já para o melão e para a uva, o modelo aditivo foi ligeiramente melhor em ¾ dos períodos testadas.

Tabela 10. Resultados dos coeficientes e indicadores para o modelo HW multiplicativo

Esta tabela mostra os valores dos coeficientes de nível (α), tendência (β) e sazonalidade (γ), para cada tipo de fruta, obtidos por métodos numéricos de otimização, e os valores da raiz quadrada do erro quadrático médio (REQM) e U_2 (qualidade de previsão), para dados dentro e fora do período, pelo modelo Holt-Winters (HW) multiplicativo (Quadro 2, equações 1.2 a 4.2).

Fruta	Período 1 (Jan-1989 a Dez-1993)				U_2 (1989-1998)	Período 2 (Jan-1989 a Dez-1998)				U_2 (1989-2003)
	α	β	γ	REQM		α	β	γ	REQM	
Manga	1,000	-	-	0,336	0,438	0,300	-	-	0,420	0,421
Melão	-	-	-	0,085	0,188	0,010	0,030	0,010	0,083	0,194
Uva	0,530	-	-	0,315	0,229	0,520	-	-	0,279	0,227
Fruta	**Período 3 (Jan-1989 a Dez-2003)**				**U_2 (1989-2008)**	**Período 4 (Jan-1989 a Dez-2008)**				**U_2 (1989-2013)**
	α	β	γ	REQM		α	β	γ	REQM	
Manga	0,300	-	-	0,343	0,356	0,300	-	-	0,301	0,302
Melão	0,070	-	-	0,074	0,281	0,270	-	-	0,089	0,198
Uva	0,550	-	-	0,245	0,270	0,460	-	-	0,308	0,264

Fonte: Dados da pesquisa.

Entretanto, ao se comparar os resultados do indicador U_2 entre os modelos Holt-Winters e ARIMA/GARCH, foram obtidas as seguintes respostas: 1) em relação à manga, houve a prevalência do modelo ARIMA/GARCH, em todas as previsões; 2) a respeito do melão, o modelo ARIMA/GARCH predominou em 35 de 48 previsões; 3) e sobre a uva, o modelo ARIMA/GARCH sobressaiu-se em 37 de 48 previsões. Diante desse contexto, o modelo ARIMA/GARCH foi o preterido para se efetuar as previsões dos preços futuros das frutas, a ser utilizado nos cálculos das razões de hedge nas abordagens estáticas e dinâmicas.

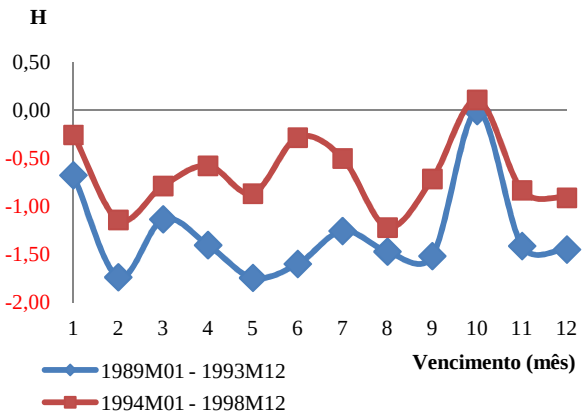
4.3 Resultados de contratos futuros de frutas (Variância)

Nesta seção, são mostrados os resultados referentes à razão ótima e a efetividade do hedge, tanto para as abordagens estáticas quanto para a abordagem dinâmica que consideram a *variância* como medida de risco, definidas na metodologia desta pesquisa (objetivo específico 2). Adicionalmente, também são mostrados os resultados da razão ótima e efetividade do hedge alusivos ao *cross-hedging* entre o contrato futuro do petróleo e as séries de frutas aqui selecionadas.

4.3.1 Resultados para os contratos futuros – Variância Mínima

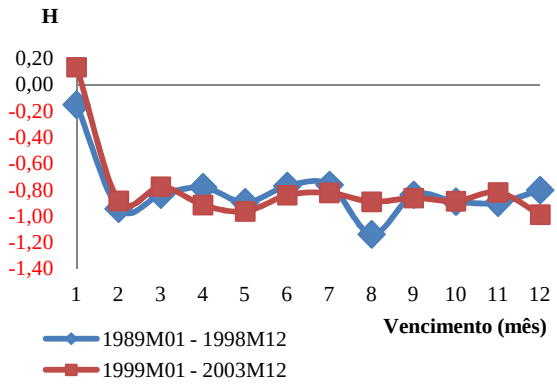
Uma vez de posse das equações de previsão do modelo ARIMA/GARCH, foram geradas 48 séries de preços futuros para a construção dos contratos futuros. A primeira abordagem analisada foi a da Variância Mínima (VM) [ver equação (33)], cujos resultados das razões ótimas de hedge (*H*) para a manga estão ilustrados nas Figuras 24 a 27.

Figura 24 – VM para a Manga (Período 1)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 25 – VM para a Manga (Período 2)

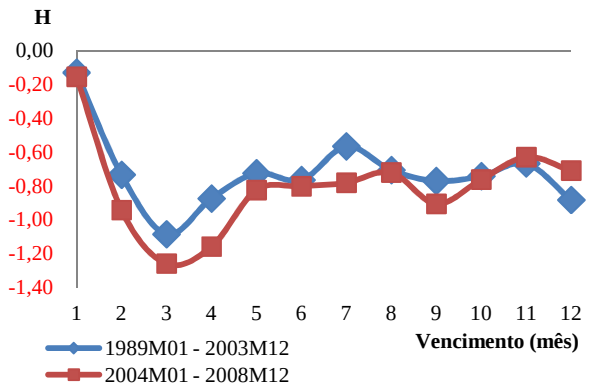


Fonte: Dados da pesquisa.

Nas figuras 24 a 27, as séries de dados em azul/losango significam os valores de *H* obtidos dentro do período, enquanto que as séries de dados em vermelho/quadrado exibem os

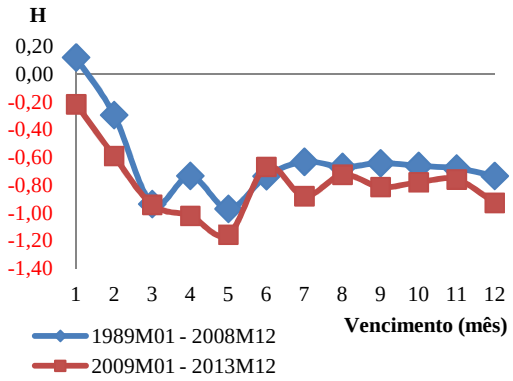
valores de *H* fora do período. Esta comparação intenta em mostrar a persistência inter-períodos, revelando-se profícua na validação dessa abordagem como estratégia de planejamento de posições futuras de hedge, a partir de resultados passados.

Figura 26 –VM para a Manga (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 27 –VM para a Manga (Período 4)



Fonte: Dados da pesquisa.

Tal comparação está apoiada na hipótese da ergodicidade (HERSCOVICI, 2005), cujo futuro pode ser previsto por cálculos estatísticos de séries históricas, que apontará as possíveis direções dos componentes desse sistema, porém estável e numa evolução previsível. Assim, é possível notar que, à medida que o tamanho do período cresce, o hiato entre as razões *H* diminui[23], assinalando assim para o aumento da sua persistência entre os períodos.

Para ratificar a persistência inter-períodos entre H_d (dentro do período) e H_f (fora do período), empregou-se o Teste-T bicaudal, com significância de 1%. Ainda que o *p-value* para o Período 1 (0,003) indique que H_d e H_f são séries distintas, tal condição desaparece com o aumento do tamanho do período, apontando assim para a validação estatística da persistência inter-períodos (Período 2 = 0,887; Período 3 = 0,426; Período 4 = 0,156).

A média dos períodos apontou seu maior valor para *H* num contrato com vencimento em 03 meses de -95,4%, e seu menor valor num vencimento mensal de -5,5%. E a explicação de *H* ter sido negativo na maioria dos casos é porque que tais posições no mercado de futuros teriam que ser vendidas (*short*).

As Figuras 28 a 31 mostram as razões ótimas de hedge (*H*) do melão, onde é possível perceber a existência de *outliers* nos dados fora dos períodos 1, 2 e 3, cuja explicação obtida é o diminuto valor encontrado no desvio-padrão das variações de preço futuro, por vezes bem próximo de zero e bem distantes do desvio-padrão das variações do preço *spot*.

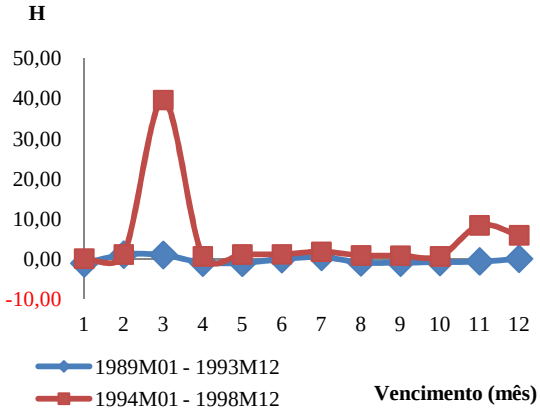
O que faz a série das variações de preços futuros, especialmente nos vencimentos de 03 meses fora do período, ter um desvio-padrão bem pequeno nos períodos 1 e 2 é a estrutura

[23] A visualização deste efeito aparece comparando-se, por exemplo, as figuras 24 e 27.

de suas equações de previsão, dependentes somente do resíduo de previsão de três períodos atrás, tornando-a praticamente uniforme ao longo do período determinado.

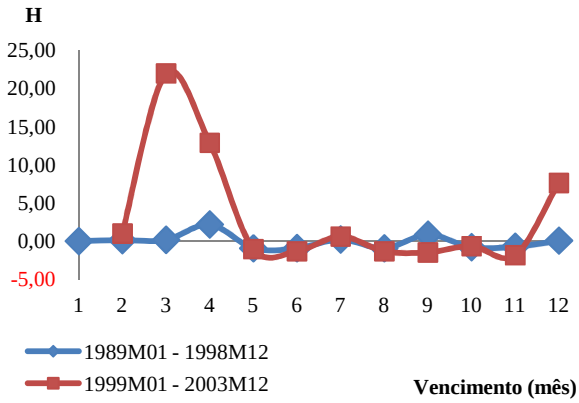
Com isso, o investidor avesso à perdas sempre procurará séries históricas com a menor variação possível para as operações de hedge, cujo efeito é a maximização de *H* para valores além de 100%.

Figura 28 – VM para o Melão (Período 1)



Fonte: Dados da pesquisa.

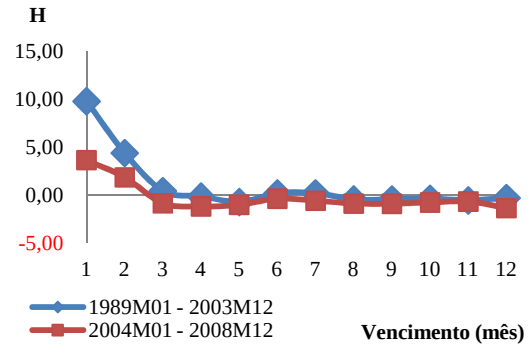
Figura 29 – VM para o Melão (Período 2)



Fonte: Dados da pesquisa.

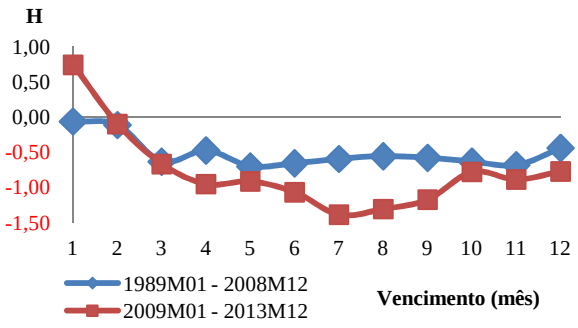
À medida que a equação fica mais complexa, a qualidade da previsão melhora [ver U_2, Tabela 8], o desvio-padrão das variações de preços futuros começa a se distanciar de zero e a se aproximar do desvio-padrão das variações dos preços *spot* (contudo, permanecendo menor para que a operação de hedge faça sentido), diminuindo consideravelmente a ocorrência de razões *H* acima de 100%, como visto no Período 4.

Figura 30 – VM para o Melão (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 31 – VM para o Melão (Período 4)



Fonte: Dados da pesquisa.

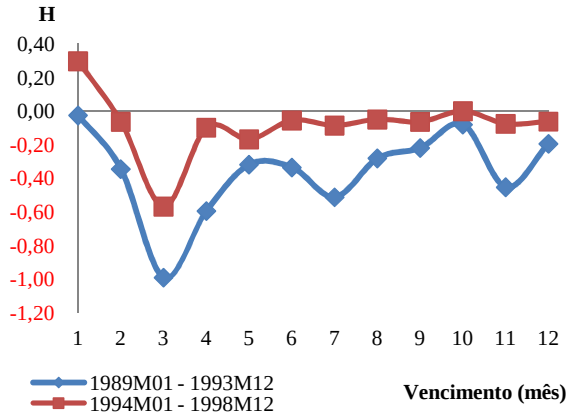
Em termos numéricos, os *p-values* do Teste-T bicaudal entre H_d e H_f para os períodos 1, 2, 3 e 4[24] foram, respectivamente, de 0,117; 0,182; 0,223 e 0,169. Apesar da existência de *outliers* nos vencimentos iniciais, a persistência inter-períodos de *H* para operações de hedge com o melão foi confirmada, em todas os períodos, especialmente nos vencimentos maiores.

[24] O escopo temporal dos perídos está em destaque nas figuras, pelas linhas em azul/lozango.

Uma vez que os dados dentro dos períodos 1, 2 e 3 também possuem *outliers*, foi destacada, neste momento, somente o Período 4 para a análise dos valores de *H*, cujo máximo foi de -70,1% num vencimento em 05 meses, e o mínimo foi de -6,3% num vencimento mensal. Tal como anteriormente, os valores de *H* serem negativos se dão porque que tais posições no mercado de futuros teriam que ser vendidas (*short*).

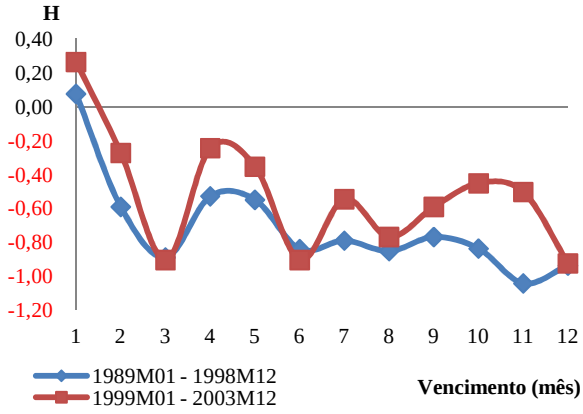
A seguir, as Figuras 32 a 35 mostram os resultados de *H* para a uva, nas quais também é percebida a diminuição do hiato entre as razões *H*, indicando novamente o aumento da persistência inter-períodos, tal como ocorrido com a manga. Em números, os *p-values* do Teste-T para os períodos 1, 2, 3 e 4 foram, nessa sequência, de 0,007; 0,149; 0,080 e 0,554, ratificando assim a persistência entre H_d e H_f com o aumento do tamanho do período.

Figura 32 – VM para a Uva (Período 1)



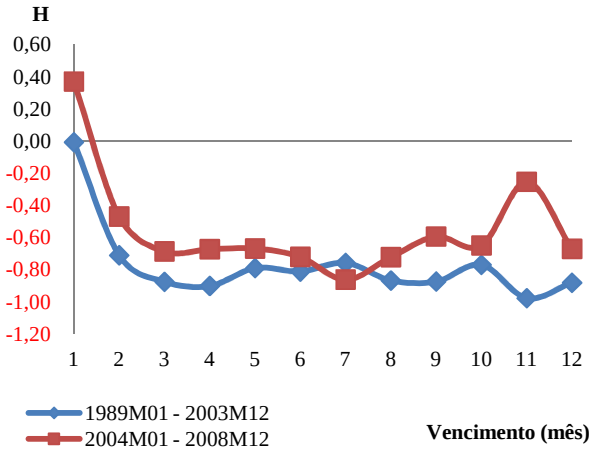
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 33 – VM para a Uva (Período 2)



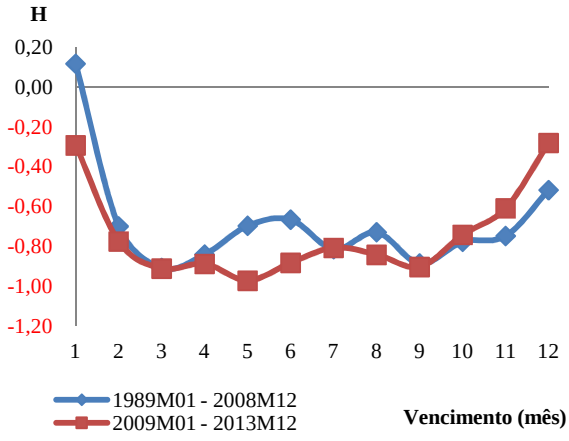
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 34 – VM para a Uva (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 35 – VM para a Uva (Período 4)



Fonte: Dados da pesquisa.

A média dos quatro períodos, dada a ausência de *outliers*, apontou seu maior valor para *H* num contrato com vencimento em 03 meses de -91,6% numa posição vendida (*short*), e seu menor valor num vencimento mensal de 4,0%, numa posição comprada.

Ainda sobre o tópico razões ótimas de hedge, Chen, Lee e Shrestha (2004) formularam a hipótese de que estes valores tendem para o *naïve hedge* (ou hedge total: H = 100%) à medida que o tempo de vencimento do contrato futuro (L) aumentava. Para se testar tal hipótese, são usados dois testes estatísticos: o teste T para uma amostra, de maneira a evidenciar se as séries de dados H vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 100% (posição comprada ou vendida), e a correlação de Pearson, com o objetivo de indicar a existência de uma correlação entre as séries de dados H e o prazo de vencimento.

Com a aplicação do teste T para uma amostra, em todas os períodos da manga, melão e uva, identificou-se que, para os dados dentro do período, apenas as séries H, nos períodos 1 e 3, para a manga e melão, nessa ordem, aceitaram a hipótese de que os dados vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 100%, dado que seus *p-values* foram maiores que 5%. Se o critério de aceitação for de 10%, somente o Período 3 do melão aceitaria esta hipótese. Se forem consideradas as médias dos períodos, somente a média das séries H para a manga estaria de acordo com esta hipótese, a 5% de significância (*p-value* = 0,072).

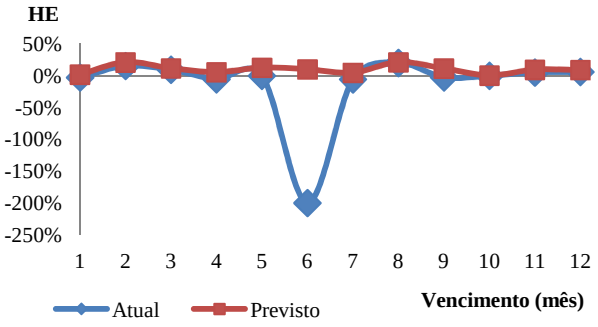
Quanto às correlações, somente o Período 3 do melão (r = -0,660; *p-value* = 0,019) e o Período 2 da Uva (r = -0,726; *p-value* = 0,008) indicaram haver correlações entre as séries H dentro do período e o prazo de vencimento. Pelas médias dos períodos, somente o caso do melão evidenciou esta correlação (r = -0,719; *p-value* = 0,008). Como de maneira geral, nenhuma das séries atendeu aos dois testes, ao mesmo tempo, foi rejeitada, para as séries H dentro do período, a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), que com o aumento do prazo de vencimento, as razões ótimas H tendem ao hedge total.

Uma vez encontradas as razões ótimas de hedge, o próximo passo foi calcular as suas respectivas efetividades (HE), isto é, o percentual de redução na variância que o portfólio hedgeado trouxe em relação à variância das variações dos preços *spot* [ver equação (34)].

Nesse sentido, as Figuras 36 a 39 mostram os resultados de HE referentes à manga, somente para os dados fora do período. Isto se justifica pela hipótese da ergodicidade, uma vez que os investidores calcularão as razões ótimas de hedge passadas, na expectativa de sua repetição no futuro, dado que a abordagem da VM é estática, não se ajustando no tempo.

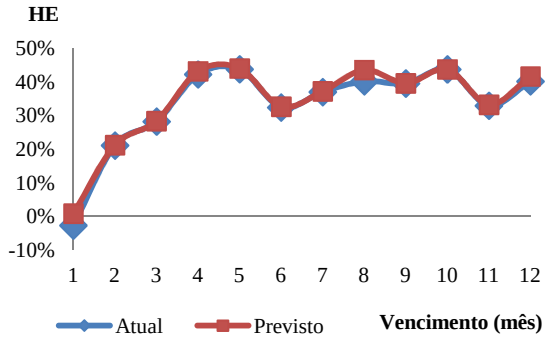
Logo, as séries de dados em azul/losango mostram a HE fora do período com os valores de H obtidos dentro do período (atual), enquanto que as séries de dados em vermelho/quadrado indicam a HE fora do período com os valores de H auferidos também fora do período. Visivelmente, a análise gráfica expõe a diminuição da diferença entre os valores atual e previsto à medida que o tamanho do período aumenta (com exceção do vencimento de 06 meses no Período 1), sendo isso um efeito do aumento da persistência inter-períodos de H.

Figura 36 – HE Período 1 Manga[25] (1994-1998)



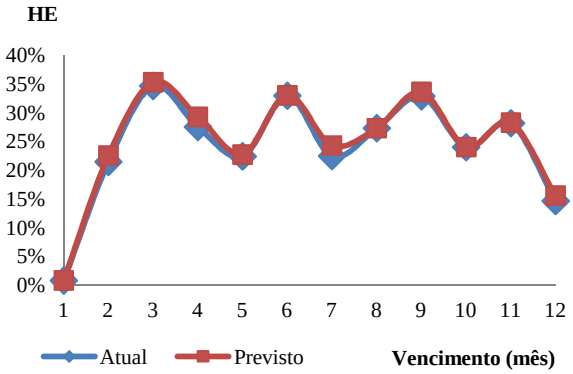
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 37 – HE Período 2 Manga (1999-2003)



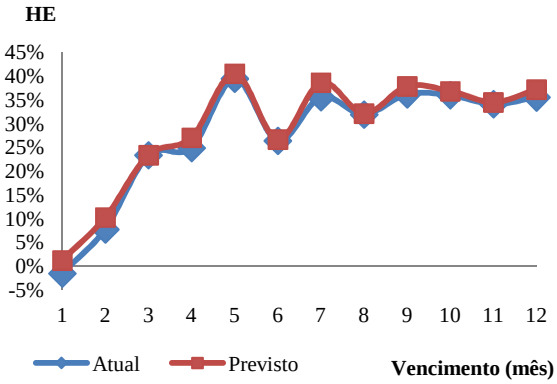
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 38 – HE Período 3 Manga (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 39 – HE Período 4 Manga (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

Repetindo o procedimento anterior, ao usar o Teste-T bicaudal com significância de 1% e presumindo variâncias diferentes em HE (atual e previsto), foram obtidos os seguintes *p-values* para os períodos 1, 2, 3 e 4, respectivamente: 0,205; 0,870; 0,869 e 0,788. Estes resultados ratificam novamente o aumento da persistência inter-períodos, contribuindo positivamente na validação dessa abordagem como estratégia de idealização de posições futuras de hedge.

Numa média dos períodos (o Período 1 foi descartada por possuir um *outlier*), notou-se que o contrato futuro com vencimento em 09 meses foi o que apresentou a maior efetividade de hedge (HE_{atual} = 36%; $HE_{previsto}$ = 37%), para um H = -75,1%, seguido pelo contrato com vencimento em 05 meses (HE_{atual} = 35%; $HE_{previsto}$ = 36%), para um H = -86,5%. Apesar dos resultados bem próximos, o contrato futuro com vencimento em 05 meses apresentou uma maior constância do que o com vencimento em 09 meses.

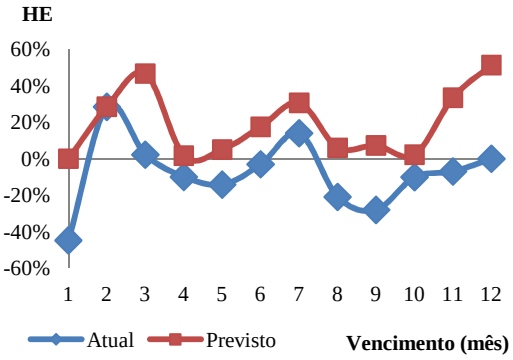
Em relação ao melão, as Figuras 40 a 43 também ilustram a diminuição do hiato entre as HE atual e prevista, em decorrência do aumento do tamanho do período, muito embora o

[25] Não foram encontrados nenhum fenômeno macroeconômico que explicasse o efeito visto no vencimento em 06 meses, relegando-o tão somente ao conjunto de preços futuros previstos e ao tamanho da amostra do período.

mesmo não tenha acontecido com os valores de *H*. E os *p-values* obtidos do Teste-T bicaudal para os períodos 1, 2, 3 e 4 foram de, 0,002; 0,013; 0,024 e 0,260, nessa ordem.

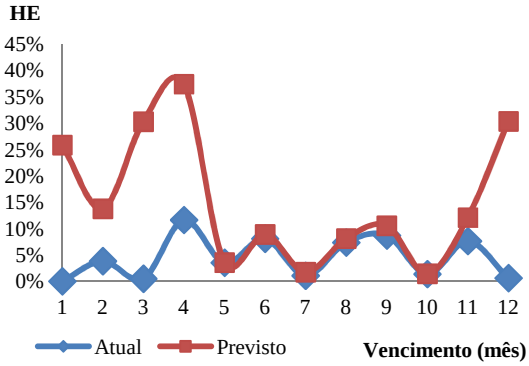
Dado que os valores de *H* nos períodos 1, 2 e 3 possuem *outliers*, só o Período 4 foi considerada para a análise dos valores da HE, especialmente pelo *p-value* obtido. Dito isso, foi percebido que o contrato com vencimento em 07 meses apresentou a maior efetividade de hedge (HE_{atual} = 30%; $HE_{previsto}$ = 44%), para um hedge de -59,4%, acompanhado do contrato com vencimento em 06 meses (HE_{atual} = 27%; $HE_{previsto}$ = 32%), para um hedge de -65,7%.

Figura 40 – HE Período 1 Melão (1994-1998)



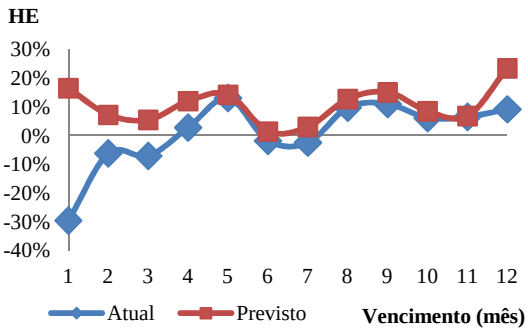
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 41 – HE Período 2 Melão (1999-2003)



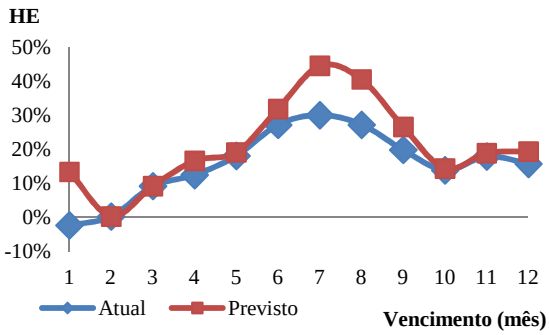
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 42 – HE Período 3 Melão (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 43 – HE Período 4 Melão (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

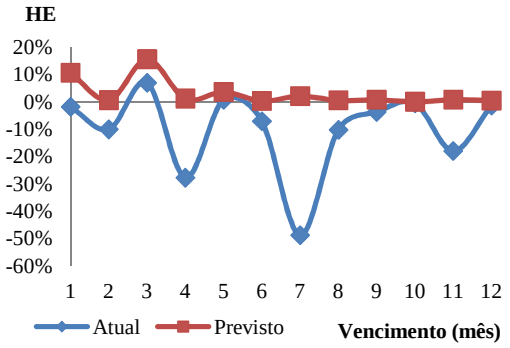
Tanto para a manga como para o melão, foi percebido que dentre os melhores contratos futuros selecionados, os que apresentavam um menor hedge tinham uma melhor efetividade. Nesse quesito, é importante relembrar que o diferencial para se determinar a HE na abordagem da Variância Mínima é o valor da correlação entre as séries de variações entre os preços futuros e spot. Logo, fica evidente que o fato de se ter um valor de *H* alto não implica que ele seja o mais efetivo, mas sim pode significar num aumento de custos para o investidor e numa diminuição no risco menor que a melhor situação calculada.

A respeito da uva, as Figuras 44 a 47 mostram os seus resultados referentes à efetividade do hedge, nas quais foram constatadas novamente a diminuição do hiato entre

seus valores atual e previsto, consequência do aumento do tamanho do período. Os *p-values* obtidos do Teste-T para os períodos 1, 2, 3 e 4 foram, respectivamente de 0,014; 0,581; 0,395 e 0,755,confirmando assim o aumento da persistência inter-períodos.

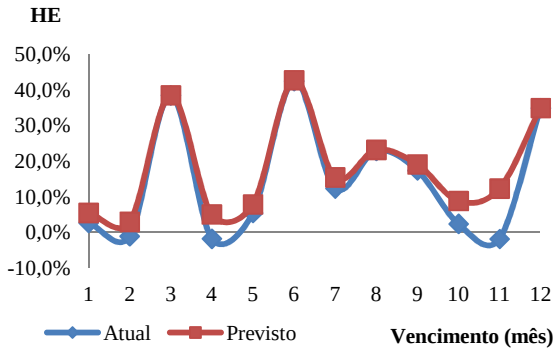
Como não foram identificados *outliers* nos períodos da uva, percebeu-se que, na média, o contrato futuro com vencimento em 03 meses foi o que apresentou a maior efetividade de hedge (HE_{atual} = 26%; $HE_{previsto}$ = 28%), para um H = -91,6%, seguido pelo contrato com vencimento em 06 meses (HE_{atual} = 20%; $HE_{previsto}$ = 22%). E diferentemente do que ocorreu com a manga e o melão, houve uma coincidência de que o contrato com o maior valor médio de *H* também fosse o com a maior efetividade média.

Figura 44 – HE Período 1 Uva (1994-1998)



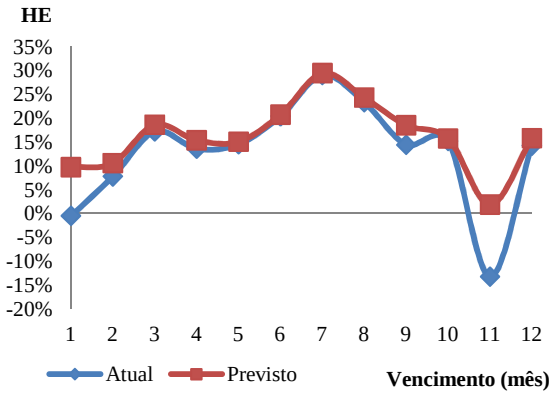
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 45 – HE Período 2 Uva (1999-2003)



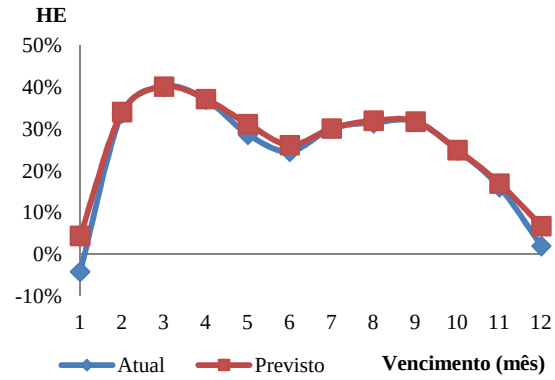
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 46 – HE Período 3 Uva (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 47 – HE Período 4 Uva (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

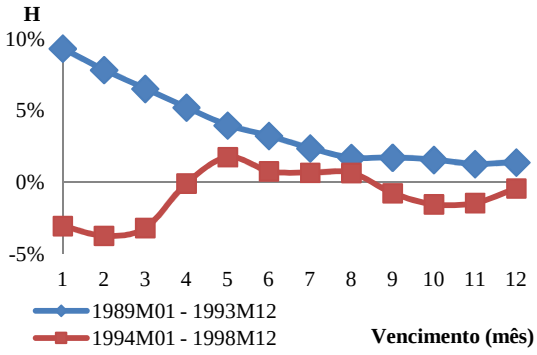
Tal como verificado para as razões ótimas de hedge, também se testou uma adaptação da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) para a efetividade do hedge, procurando evidenciar se HE crescia à medida que o tempo de vencimento do contrato futuro (L) aumentava. Do mesmo modo, usou-se o teste T para uma amostra, de maneira a verificar se as séries de dados HE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100% (posição comprada ou vendida), e a correlação de Pearson, com o objetivo de apontar a existência de uma correlação entre as séries de dados HE e o prazo de vencimento.

Em relação ao teste T para uma amostra, nenhuma das séries HE, de todas os períodos das frutas analisadas, aceitou a hipótese de que seus dados vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, dado que seus *p-values* foram menores que 1%. Este mesmo resultado também foi obtido quando utilizada mas médias dos períodos, por fruta. Quanto às correlações, elas só foram identificadas para o Período 2 da manga (r = 0,637; p-value = 0,026) e Período 3 do melão (r = 0,711; p-value = 0,010).

Assim, como nenhuma série atendeu concomitantemente ambos os testes estatísticos, rejeita-se a hipótese de que, com o aumento do prazo de vencimento, a efetividade do hedge tende a 100%, para todas as frutas,com hedge próprio para a abordagem VM.

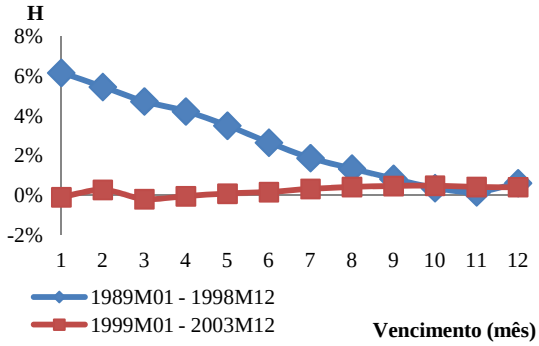
Nessa etapa da análise para a abordagem da Variância Mínima, são mostrados os resultados entre o cross-hedge (CH) do contrato futuro do petróleo – produto *Crude Oil, Light-Sweet, Cushing, Oklahoma, contract 1* – e os preços spot da manga, do melão e da uva, também em prazos de vencimento variando de 1 a 12 meses.

Figura 48 – CH Período 1 Manga (1994-1998)



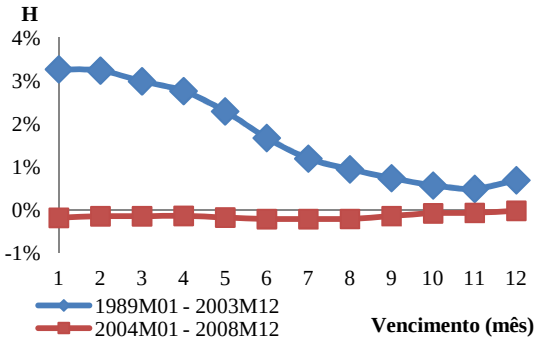
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 49 – CH Período 2 Manga (1999-2003)



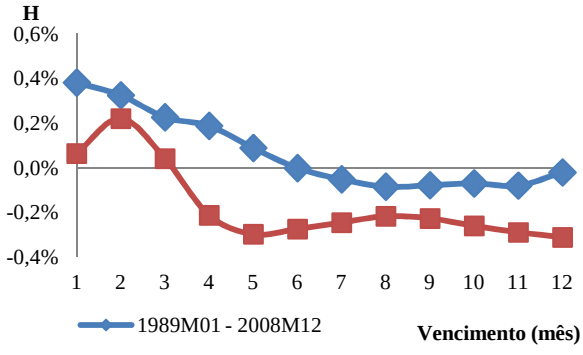
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 50 – CH Período 3 Manga (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 51 – CH Período 4 Manga (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

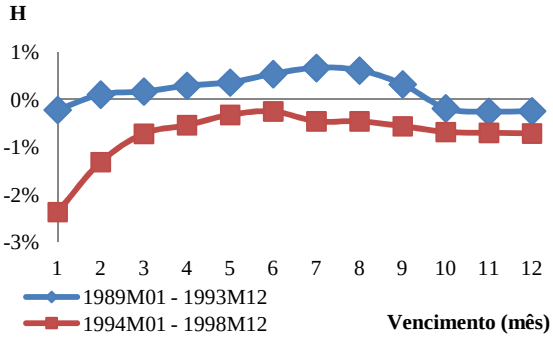
Sobre os resultados pertencentes à manga, mostrados nas Figuras 48 a 51, é percebida uma diminuição do intervalo dos valores de hedge à medida que o tamanho do período aumenta. Ou seja, ao longo do tempo, os resultados sugerem um uso cada vez menor do

supracitado contrato futuro de petróleo para operações de cross-hedge com o preço *spot* da manga, alcançando valores bem próximos de zero no Período 4.

Quanto à persistência inter-períodos dos valores de *H*, os *p-values* do Teste-T foram de 0,000; 0,002; 0,000 e 0,003, respectivamente para os períodos 1, 2, 3 e 4. Nesse aspecto, tais resultados ratificam a configuração das séries de dados expostas nas Figuras 48 a 51, que mostram uma divergência entre os valores dentro (em sua maioria, posições compradas) e fora (majoritariamente posições vendidas) do período, ainda que ela diminua com o aumento do prazo de vencimento do contrato futuro. Tais divergências podem influenciar negativamente na efetividade do hedge proposto, conforme visto adiante.

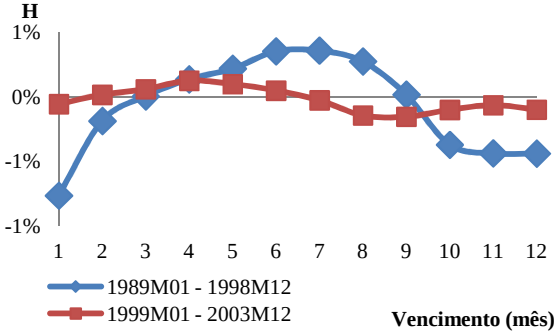
A respeito dos resultados do Melão, as Figuras 52 a 55 também mostram um decaimento no intervalo de valores de hedge à medida que o tamanho do período cresce, tal como anteriormente visto para a manga.

Figura 52 – CH Período 1 Melão (1994-1998)



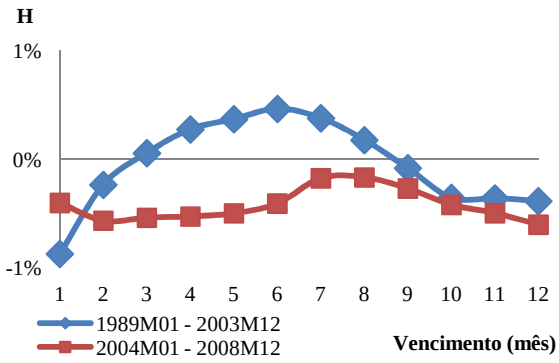
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 53 – CH Período 2 Melão (1999-2003)



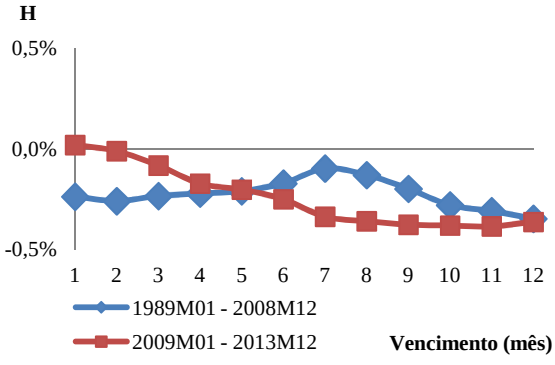
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 54 – CH Período 3 Melão (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 55 – CH Período 4 Melão (2009-2013)



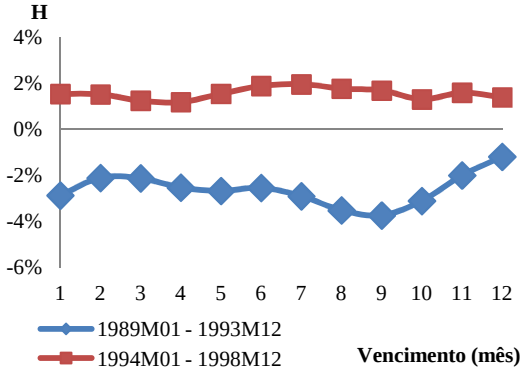
Fonte: Dados da pesquisa.

Tais resultados para o melão também indicam que, com o passar do tempo, é sugerida uma utilização cada vez diminuta do supracitado contrato futuro de petróleo para operações de cross-hedge com seu preço *spot*, obtendo valores bem próximos de zero no Período 4.

Sobre a persistência inter-períodos dos valores de *H*, os *p-values* do Teste-T foram 0,000; 0,689; 0,010 e 0,732, respectivamente para os períodos 1, 2, 3 e 4. Nesse sentido, somente os períodos 2 e 4 mostraram uma convergência estatística entre os valores dentro e fora do período, alternando-se com as divergências verificadas nos períodos 1 e 3 quanto aos valores de *H*. Semelhante ao verificado para a manga, tais alternâncias acerca da persistência inter-períodos de *H* podem afetar negativamente a efetividade do hedge recomendado.

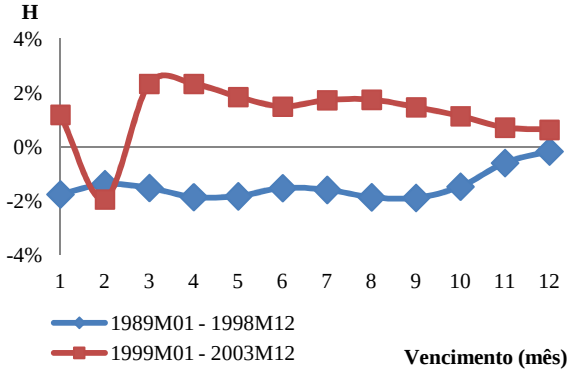
Em relação aos resultados da uva, as Figuras 56 a 59 apontam para um padrão diferente dos observados na manga e melão. Nele, não ocorre a diminuição do intervalo dos valores de hedge, mas sim certa estabilidade entre ± 2% ao longo dos vencimentos, oscilando entre posições compradas e vendidas no mercado de futuros.

Figura 56 – CH Período 1 Uva (1994-1998)



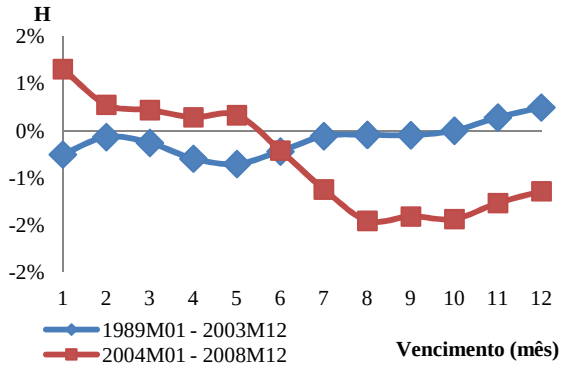
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 57 – CH Período 2 Uva (1999-2003)



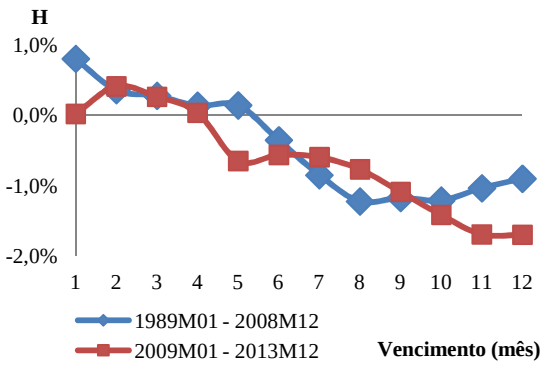
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 58 – CH Período 3 Uva (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 59 – CH Período 4 Uva (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

No caso da persistência inter-períodos dos valores de H, os *p-values* do Teste-T foram de 0,000; 0,000; 0,246 e 0,460, respectivamente para os períodos 1, 2, 3 e 4. Para a uva, estatisticamente é atestada uma divergência entre os valores de *H* para os períodos 1 e 2, enquanto que para os períodos 3 e 4, ocorre uma convergência entre tais valores. Diferentemente do observado para a manga e o melão, a persistência inter-períodos surgiu

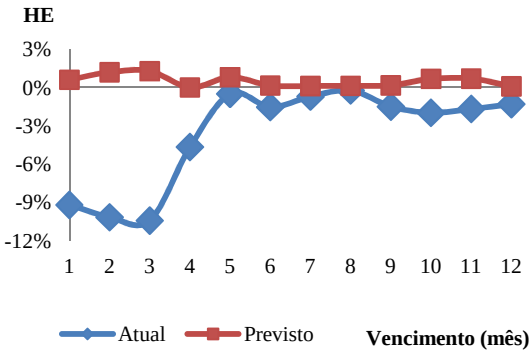
com maior consistência para a uva, à medida que o tamanho do período cresceu, o que pode contribuir positivamente para a efetividade do hedge recomendado.

Numa média entre períodos, os valores máximos e mínimos de *H* foram, respectivamente, de 4,8% e 0,4% para a manga; de 0,30% e -0,41% para o melão; e de -0,47% e -1,72% para a uva. Também foi possível constatar nas Figuras 48 a 59 que em nenhum dos casos de cross-hedge foi confirmada a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) de que *H* tende ao hedge total à medida que o prazo de vencimento aumenta, bem como o não estabelecimento de um padrão geral de aumento, estabilidade ou decréscimo de *H* ao longo dos vencimentos.

Uma vez calculadas as razões ótimas de *H* para o cross-hedge entre o contrato futuro de petróleo e as frutas selecionadas, obteve-se as suas respectivas efetividades, identificando assim o percentual de redução na variância que este portfólio hedgeado trouxe em relação à variância das variações dos preços *spot*.

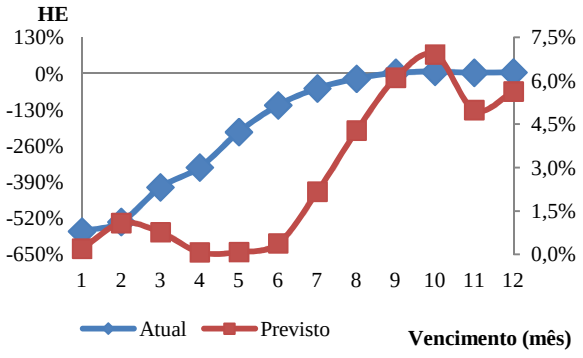
Em relação à manga, em termos de valores médios, todos os prazos de vencimento não apresentaram resultados efetivos, tendo em vista os números negativos da efetividade decorrente do cross-hedge com o contrato futuro de petróleo.

Figura 60. CHE Período 1 Manga (1994-1998)



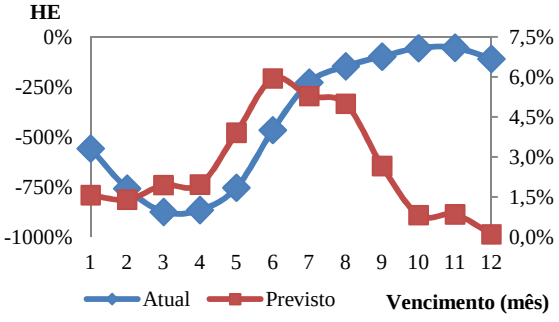
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 61. CHE Período 2 Manga (1999-2003)



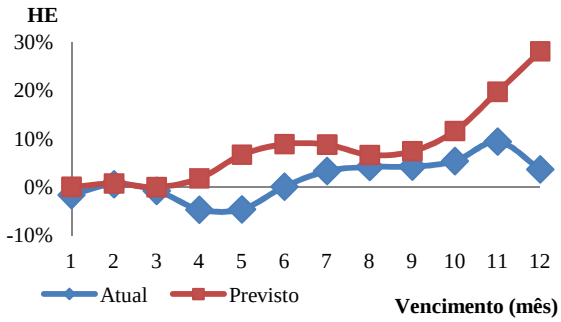
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 62. CHE Período 3 Manga (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 63. CHE Período 4 Manga (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

Ou seja, ao invés de diminuir a volatilidade, contribuiu para aumentá-la, cuja efetividade média variou entre -13,9% para o vencimento de 11 meses até -430,4% para o vencimento de 02 meses. Individualmente, só os períodos 02 (entre os prazos de 09 e 12 meses) e 04 (para os prazos de 02 meses e entre 06 e 12 meses) tiveram valores positivos de efetividade do hedge (HE).

Esta situação desfavorável é decorrente da ausência da persistência inter-períodos vista entre CHE atual e previsto, particularmente nos períodos 01 e 03, que registraram *p-values* no Teste-T de 0,004 e 0,001, respectivamente. Para um entendimento específico dos gráficos desses períodos, os valores atuais seguem o eixo das ordenadas da esquerda, enquanto que os valores previstos seguem o eixo das ordenadas da direita. Apenas nos períodos 02 e 04 tal persistência foi observada, cujos valores foram de 0,013 e 0,024, nessa ordem. E quanto à HE prevista, ela só mostrou resultados relevantes no período 02, a partir do prazo de 09 meses, e no período 04, a partir do prazo de 05 meses.

Ainda sobre a CHE, é importante sempre recapitular que, na abordagem VM, seu determinante para o portfólio hedgeado não é o valor de *H*, mas sim o quadrado da correlação (ρ^2) entre as variações dos preços spot e futuros. Logo, é possível sim se ter resultados relevantes nesse quesito com valores de *H* ligeiramente maiores ou menores que zero, caso ocorra a persistência inter-períodos.

Foi o que aconteceu no caso do melão, conforme as Figuras 64 a 67. Mesmo havendo razões ótimas de *H* muito próximas de zero, a efetividade do hedge foi observado no cross-hedge com o contrato futuro de petróleo.

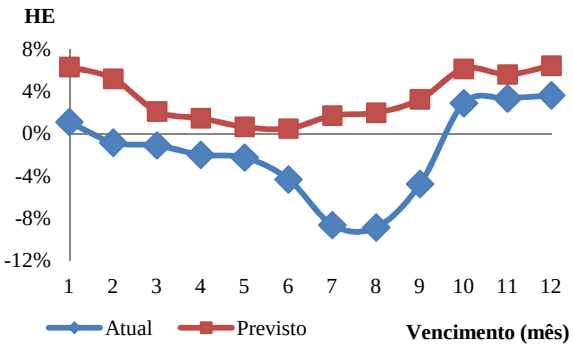
Na média, a HE variou de -6,6%, para o vencimento em meses, até 10,4%, para o vencimento em 12 meses. Em termos individuais, o período 01 apresentou resultados positivos a partir do vencimento em 10 meses; o período 02 somente nos vencimentos em 02 e 03 meses; no período 03, os valores positivos apareceram no vencimento em 02 meses e a partir do vencimento em 09 meses; e no período 4, os valores positivos surgiram a partir do vencimento em 04 meses.

Diferentemente do ocorrido com a manga, a persistência inter-períodos fora detectada com maior propriedade na HE do melão, com *p-values* respectivos do Teste-T para os períodos 1, 2, e 3 de 0,002, 0,003 e 0,022, sendo o Período 4 a de melhor destaque, com 0,577. Nesse período, o contrato com vencimento em 11 meses alcançou uma HE atual de 28% nos dados fora do período, mesmo com uma razão ótima H de -0,31%.

Nesse caso, dois fatos contribuíram para esse fenômeno: a persistência inter-períodos de *H* entre os dados dentro e fora do período (-0,31% e -0,39%, nessa ordem), e o moderado

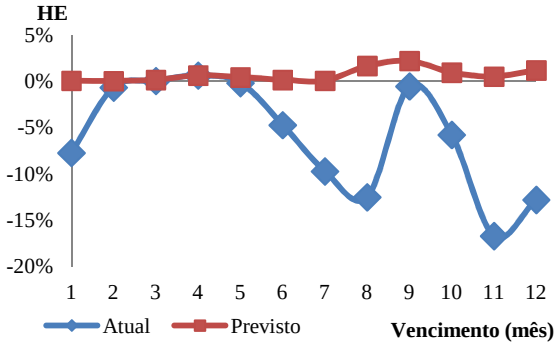
coeficiente de correlação obtido nos dados fora do período (HE prevista), que foi de 0,5397 (ρ^2 = 29,1%).

Figura 64. CHE Período 1 Melão (1994-1998)



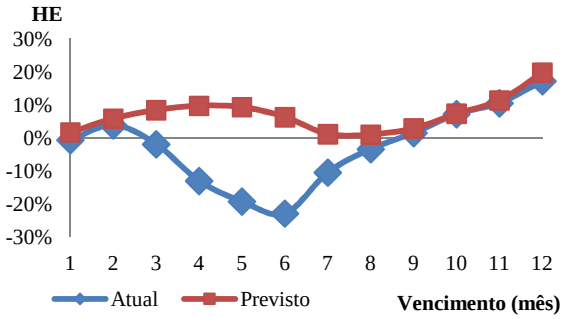
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 65. CHE Período 2 Melão (1999-2003)



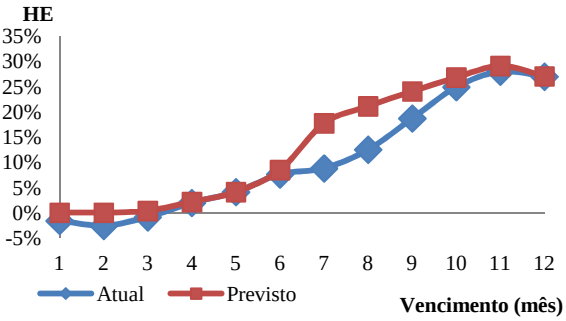
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 66. CHE Período 3 Melão (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

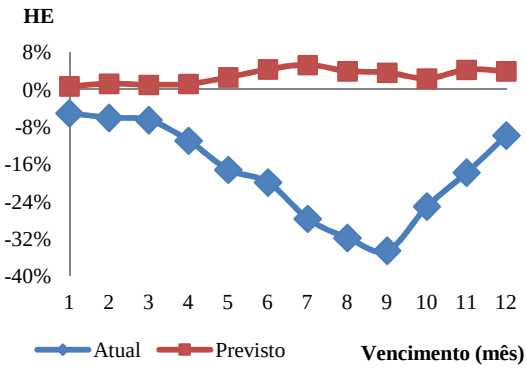
Figura 67. CHE Período 4 Melão (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

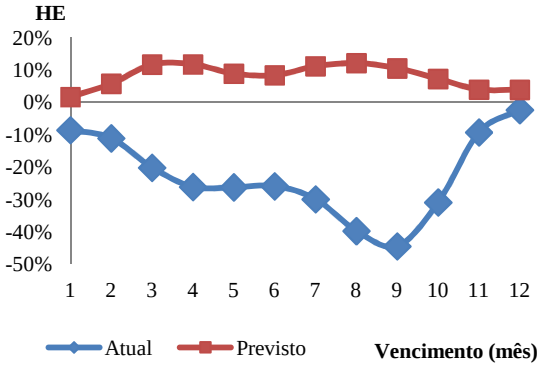
Por fim, as Figuras 68 a 71 mostram os resultados do cross-hedge para a Uva. Semelhante ao ocorrido com a manga, os resultados médios da HE foram todos negativos, em todas os períodos, variando de -3,80%, no vencimento em 02 meses, até -12%, no vencimento em 08 meses. Individualmente, os valores positivos somente apareceram nos períodos 03 (entre os vencimentos de 06 e 09 meses) e 04 (com exceção dos prazos de 01 e 05 meses).

Figura 68. CHE Período 1 Uva (1994-1998)



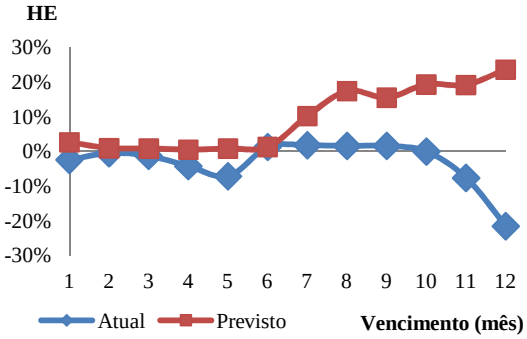
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 69. CHE Período 2 Uva (1999-2003)



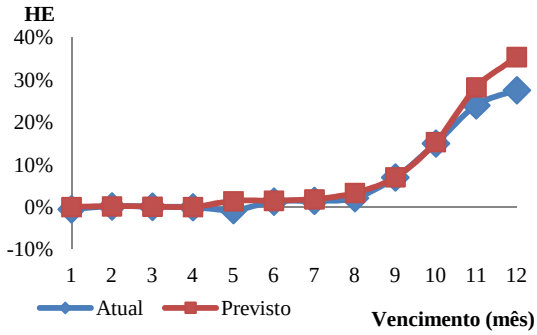
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 70. CHE Período 3 Uva (2004-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 71. CHE Período 4 Uva (2009-2013)



Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto à persistência inter-períodos, os *p-values* do Teste-T obtidos para os períodos 1, 2, 3 e 4 foram, nessa ordem: 0,000; 0,000; 0,001 e 0,761. Semelhante ao melão, o Período 4 destacou-se, particularmente para o contrato de cross-hedge com vencimento em 12 meses, que alcançou uma HE atual de 27,6% nos dados fora do período, com uma razão ótima *H* de -0,9%. Ademais, foi a única situação em que foi constatada a persistência inter-períodos.

Também repetindo o fenômeno visto para o melão, tanto a relativa persistência inter-períodos de *H* entre os dados dentro e fora do período (-0,9% e -1,69%, respectivamente) como o moderado coeficiente de correlação obtido nos dados fora do período (HE prevista), que foi de 0,5952 (ρ^2 = 35,42%) contribuíram para a sua ocorrência no cross-hedge entre o contrato futuro do petróleo e os preços *spot* da uva.

Para sumarizar os resultados obtidos para o hedge e cross-hedge pela abordagem da Variância Mínima (VM), a Tabela 11 mostra as médias dos períodos de H e HE.

Tabela 11. Sumário das razões H e HE(%), por vencimento mensal (VM)

Aqui são trazidos os resultados da razão ótima (H) e efetividade do hedge (HE), via hedge próprio e cross-hedge com o preço futuro do petróleo, por prazo de vencimento mensal, para a abordagem da Variância Mínima (equações 33 e 34).

Prazo (mês)	Hedge			Cross-Hedge		
	Manga (H)	Melão (H)	Uva (H)	Manga (H)	Melão (H)	Uva (H)
1	-0,210	2,156	0,040	0,048	-0,004	-0,011
2	-0,928	1,359	-0,587	0,042	-0,001	-0,008
3	-0,999	0,240	**-0,916**	0,036	-0,000	-0,009
4	-0,949	0,156	-0,717	0,031	0,001	-0,012
5	-1,085	-0,835	-0,589	0,025	0,001	-0,012
6	-0,968	-0,370	-0,664	0,019	0,002	-0,012
7	-0,805	**0,074**	-0,719	0,013	0,003	-0,014
8	**-0,997**	-0,715	-0,683	0,010	0,002	-0,017
9	-0,943	-0,277	-0,688	0,008	0,000	-0,017
10	-0,577	-0,647	-0,617	0,006	-0,003	-0,014
11	-0,915	-0,650	-0,806	0,004	-0,003	-0,009
12	-0,968	-0,164	-0,633	0,007	**-0,003**	-0,005

TABELA 11. Sumário das razões H e HE(%), por prazo de vencimento (VM) (cont.)

Prazo (mês)	Hedge			Cross-Hedge		
	Manga (HE)	Melão (HE)	Uva (HE)	Manga (HE)	Melão (HE)	Uva (HE)
1	-1,62	-19,17	-0,97	-283,92	-2,22	-4,14
2	16,33	6,59	7,57	-325,38	-0,07	-4,36
3	23,84	1,21	**25,70**	-323,84	-0,97	-6,98
4	22,27	4,22	5,25	-303,20	-3,11	-10,34
5	26,34	5,09	12,33	-242,37	-4,39	-12,82
6	-26,99	7,58	20,09	-145,31	-6,07	-10,80
7	22,34	**10,65**	5,65	-69,48	-5,02	-13,59
8	**29,86**	5,83	16,84	-40,37	-3,07	-16,95
9	26,44	2,85	14,95	-23,12	3,71	-17,60
10	25,90	2,80	10,46	-11,53	7,29	-10,24
11	24,98	6,25	-4,26	-10,83	6,28	-2,67
12	24,00	6,36	12,43	-25,74	**8,73**	-1,53

Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação ao hedge, o contrato futuro com vencimento em 08 meses foi o mais efetivo para a manga, em 07 meses para o melão, e em 03 meses para a uva, sendo em posições vendidas para manga e uva, e em posição comprada para o melão.

Quanto ao cross-hedge, este somente mostrou efetividade para o melão, num vencimento em 12 meses, em posição vendida. Entretanto, dado o valor médio visto na razão ótima *H*, dificilmente o investidor conseguiria realizar tal operação, na prática.

4.3.2 Resultados para os contratos futuros – Média-Variância

Nesta seção, são mostradas as razões ótimas/efetividade do hedge referentes aos contratos futuros para as frutas selecionadas, agora num contexto que lida com o *trade-off* retorno/risco (média-variância), a partir dos graus de aversão às perdas percebidos pelos investidores. Para o cálculo da razão ótima *H*, foi empregada a equação (44), enquanto que para o cálculo da efetividade do hedge HE, utilizou-se a equação (46).

Entretanto, como versa a própria equação (44), caso a média das variações dos preços futuros seja igual a zero (H_0: $\mu = 0$), é esperado que todos os valores de *H* convirjam para os mesmos obtidos na abordagem da Variância Mínima, independentemente do grau de aversão à perdas dos investidores.

Nesse sentido, procurou-se através da equação (103) testar a supracitada hipótese, via regressão por MQO. Os resultados são mostrados nas Tabelas 12 a 14, para cada prazo de vencimento, por período e por fruta.

Tabela 12. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros da manga

Esta tabela mostra, por prazo de vencimento e período, os resultados das médias (μ) e seus *p-values(p)* obtidos via regressão por MQO para a manga (equação 103), com significância de 1%.

PRAZO (mês)	PERÍODO 1 (jan/1989-dez/1993)		PERÍODO 2 (jan/1989-dez/1998)		PERÍODO 3 (jan/1989-dez/2003)		PERÍODO 4 (jan/1989-dez/2008)	
	(μ)	*p*	(μ)	*p*	(μ)	*p*	(μ)	*p*
1	0,0038	[0,8717]	0,0019	[0,9291]	-0,0007	[0,9603]	0,0008	[0,9262]
2	0,0070	[0,7937]	0,0040	[0,8635]	-0,0017	[0,9247]	0,0019	[0,8875]
3	0,0123	[0,7266]	0,0027	[0,9255]	-0,0025	[0,8919]	0,0033	[0,8047]
4	0,0128	[0,7044]	0,0049	[0,8695]	-0,0028	[0,8737]	0,0042	[0,7660]
5	0,0113	[0,7322]	0,0115	[0,6750]	-0,0028	[0,8794]	0,0061	[0,6912]
6	0,0204	[0,7320]	0,0145	[0,6164]	-0,0095	[0,6917]	0,0026	[0,8885]
7	0,0275	[0,5067]	0,0146	[0,6540]	-0,0029	[0,8973]	0,0043	[0,8303]
8	0,0294	[0,4330]	0,0302	[0,2817]	-0,0026	[0,9239]	0,0107	[0,6115]
9	0,0137	[0,7240]	0,0103	[0,7708]	-0,0219	[0,3936]	-0,0016	[0,9439]
10	0,0227	[0,5291]	-0,0003	[0,9919]	-0,0229	[0,3904]	-0,0024	[0,9143]
11	-0,0043	[0,8926]	0,0045	[0,8955]	-0,0261	[0,3948]	-0,0011	[0,9610]
12	-0,0016	[0,9572]	0,0024	[0,9385]	-0,0215	[0,3282]	0,0024	[0,8934]

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 13. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros do melão

Esta tabela mostra, por prazo de vencimento e período, os resultados das médias (μ) e seus *p-values(p)* obtidos via regressão por MQO para o melão (equação 103), com significância de 1%.

PRAZO (mês)	PERÍODO 1 (jan/1989-dez/1993)		PERÍODO 2 (jan/1989-dez/1998)		PERÍODO 3 (jan/1989-dez/2003)		PERÍODO 4 (jan/1989-dez/2008)	
	(μ)	*p*	(μ)	*p*	(μ)	*p*	(μ)	*p*
1	0,0018	[0,7945]	2,12E-07	[0,6864]	-0,0003	[0,5690]	0,0014	[0,6732]
2	0,0007	[0,9390]	-0,0001	[0,9623]	-0,0005	[0,4662]	0,0031	[0,4036]
3	0,0003	[0,3173]	0,0002	[0,3133]	-0,0009	[0,6110]	0,0042	[0,3281]
4	-0,0009	[0,8388]	0,0004	[0,2807]	-0,0011	[0,6191]	0,0047	[0,1742]
5	-0,0008	[0,8471]	-3,27E-05	[0,9842]	-0,0007	[0,8034]	0,0083	[0,0861]
6	0,0012	[0,8606]	0,0006	[0,7666]	-0,0017	[0,4835]	0,0086	[0,0978]
7	0,0035	[0,5484]	0,0013	[0,5527]	-0,0018	[0,3978]	0,0066	[0,1715]
8	0,0033	[0,6191]	0,0008	[0,7092]	-0,0010	[0,7253]	0,0073	[0,1402]
9	0,0029	[0,6950]	0,0007	[0,7457]	-0,0014	[0,6340]	0,0067	[0,1957]
10	0,0030	[0,5526]	0,0006	[0,7272]	-0,0014	[0,5712]	0,0087	[0,0855]
11	-0,0009	[0,6551]	0,0010	[0,6083]	-0,0013	[0,6309]	0,0101	[0,0270]
12	-0,0010	[0,6206]	0,0011	[0,0997]	-0,0013	[0,6757]	0,0123	[0,0192]

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 14. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros da uva

Esta tabela mostra, por prazo de vencimento e período, os resultados das médias (μ) e seus *p-values(p)* obtidos via regressão por MQO para a uva (equação 103), com significância de 1%.

PRAZO (mês)	PERÍODO 1 (jan/1989-dez/1993)		PERÍODO 2 (jan/1989-dez/1998)		PERÍODO 3 (jan/1989-dez/2003)		PERÍODO 4 (jan/1989-dez/2008)	
	(μ)	*p*	(μ)	*p*	(μ)	*p*	(μ)	*p*
1	0,0037	[0,9448]	0,0036	[0,8383]	0,0035	[0,8107]	0,0039	[0,7755]
2	0,0110	[0,8754]	0,0045	[0,8449]	0,0052	[0,7876]	0,0082	[0,6407]
3	0,0109	[0,8516]	0,0086	[0,7622]	0,0082	[0,6939]	0,0154	[0,4431]
4	0,0173	[0,8175]	0,0123	[0,7670]	0,0083	[0,6725]	0,0211	[0,2574]
5	0,0186	[0,8033]	0,0149	[0,5953]	0,0109	[0,5235]	0,0258	[0,1042]
6	0,0212	[0,7552]	0,0119	[0,6475]	0,0122	[0,5371]	0,0305	[0,1009]
7	0,0292	[0,8020]	0,0212	[0,4800]	0,0146	[0,4913]	0,0361	[0,0727]
8	0,0378	[0,7566]	0,0201	[0,4865]	0,0120	[0,6309]	0,0433	[0,0595]
9	0,0339	[0,7779]	0,0313	[0,3131]	0,0174	[0,4986]	0,0478	[0,0306]
10	0,0047	[0,9734]	0,0279	[0,3473]	0,0091	[0,7044]	0,0481	[0,0214]
11	0,0608	[0,5907]	0,0412	[0,1608]	-2,86E-05	[0,9989]	**0,0540**	**[0,0060]**
12	0,0146	[0,9393]	0,0213	[0,4618]	0,0056	[0,7852]	0,0627	[0,0125]

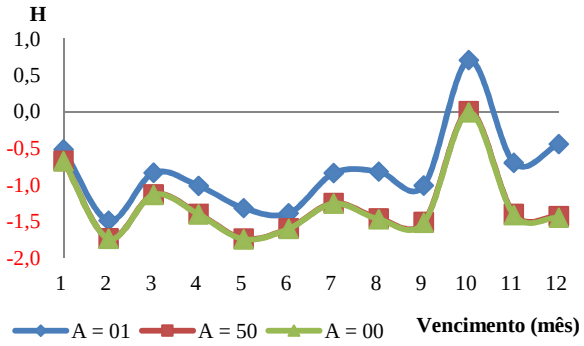
Fonte: Dados da pesquisa.

Nas Tabelas 12 a 14 são mostrados os valores das médias obtidas pela equação (103), enquanto que os valores em colchetes indicam seus respectivos *p-values* calculados pela equação (84), cuja hipótese nula foi testada ao nível de 1% de significância. Com a única exceção para o vencimento em 11 meses, do Período 4, para a uva, em todas as outras situações a hipótese nula foi aceita. Isto é, estatisticamente, tais médias são iguais a zero.

Logo, é esperado que, ao aplicar a equação (44), os valores de *H* da abordagem Média-Variância convirjam para os valores da Variância Mínima, independentemente do grau de aversão às perdas percebidas pelos investidores.

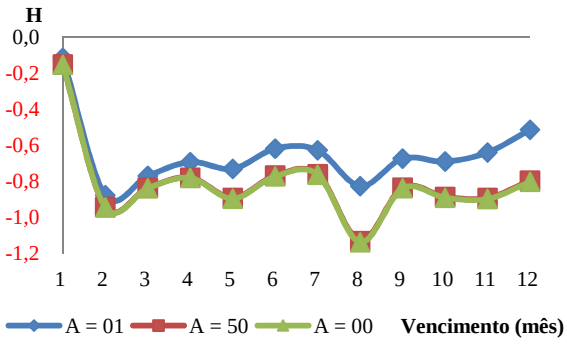
As Figuras 72 a 75 ilustram os resultados da abordagem Média-Variância para a manga, para dados dentro do período, considerando os seguintes graus de aversão às perdas: A = 01 (mínima aversão) até A = ∞ (máxima aversão). O valor de A = 50 foi para mostrar o quão próximo seus resultados estão da situação de máxima aversão às perdas, indicando que a partir dele, os valores seguintes ficam indiferentes.

Figura 72 – MV para a Manga (Período 1)



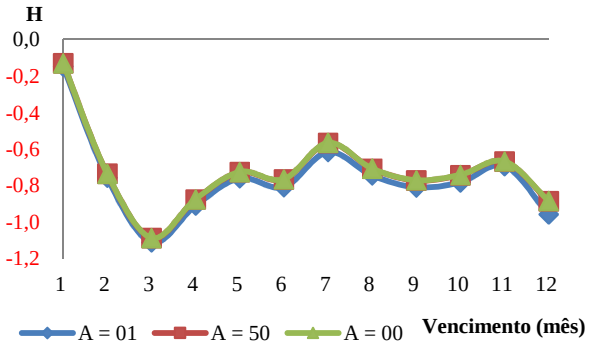
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 73 – MV para a Manga (Período 2)



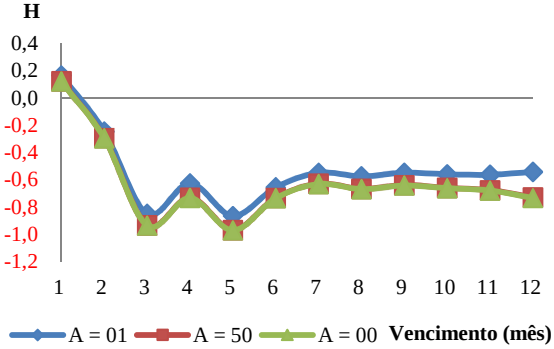
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 74 – MV para a Manga (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 75 – MV para a Manga (Período 4)



Fonte: Dados da pesquisa.

Visualmente, é possível verificar que à medida que o tamanho do período cresce, mais próximos ficam os valores de *H* entre as situações de mínima e máxima aversão às perdas. Para confirmar estatisticamente que tais valores de *H* para a mínima e máxima aversão às

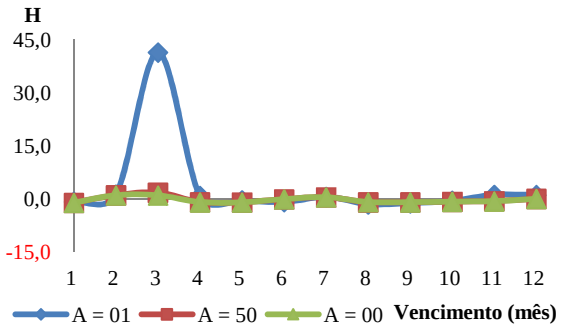
perdas são iguais, realizou-se novamente um Teste-t de Student bicaudal, presumindo entre tais séries de dados variâncias diferentes e a hipótese da diferença de média igual a zero.

Ao nível de 1% de significância, a hipótese de igualdade entre as médias foi aceita, com os seguintes *p-values*: Período 1 = 0,040; Período 2 = 0,077; Período 3 = 0,699; Período 4 = 0,412. Estes resultados corroboram com a expectativa da convergência entre os valores de *H* das abordagens Média-Variância e Variância Mínima.

Teoricamente, isto indica que o componente de negociação especulativa da equação (44), derivado de vieses no mercado de futuros (LIEN; TSE, 2002) não se fez presente para o caso da manga, ainda que possa haver indícios de sua ocorrência somente nos períodos 1 e 2, a depender do nível de significância estatística empregado.

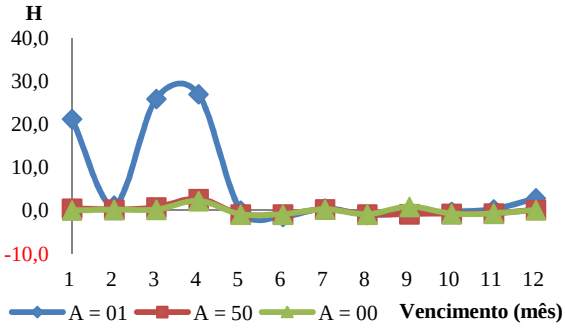
A seguir, as Figuras 76 a 79 mostram os resultados da abordagem Média-Variância para o melão, dados dentro do período mantendo-se os mesmos parâmetros para os graus de aversão às perdas.

Figura 76 – MV para o Melão (Período 1)



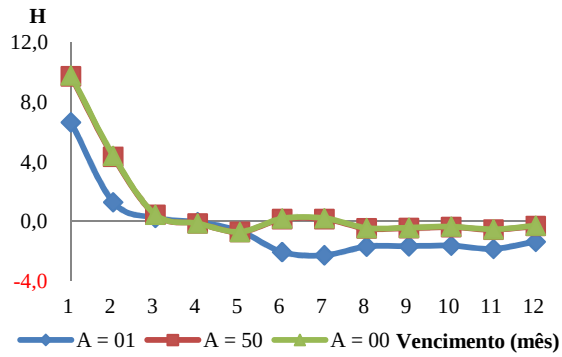
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 77 – MV para o Melão (Período 2)



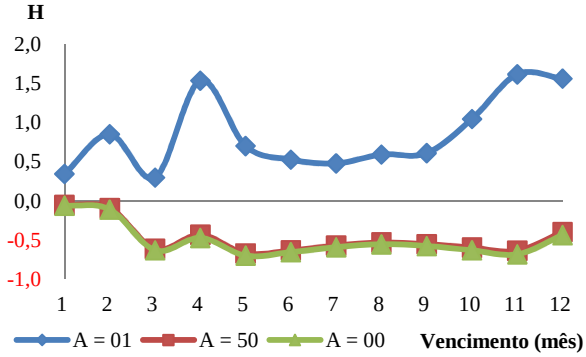
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 78 – MV para o Melão (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 79 – MV para o Melão (Período 4)



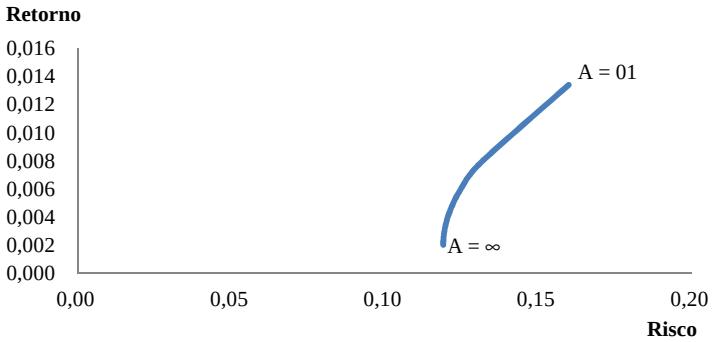
Fonte: Dados da pesquisa.

Nos períodos 1, 2, e 3, mesmo que haja a ocorrência de *outliers*, é percebida certa aproximação entre os valores de *H* para a mínima e a máxima aversão às perdas. Esta convergência é confirmada pelo Teste-t de Student bicaudal, ao nível de 1% de significância,

com os seguintes *p-values*: Período 1 = 0,303; Período 2 = 0,078; Período 3 = 0,219. Nesse sentido, estes resultados confirmam a expectativa da convergência entre os valores de *H* das abordagens Média-Variância e Variância Mínima.

Todavia, ao observar os resultados do Período 4 do melão na Figura 79, é vista uma divergência entre os valores de *H* para a mínima e a máxima aversão às perdas, que é ratificada pelo Teste-t de Student bicaudal, ao nível de 1% de significância (*p-value* = 0,000). Tal disparidade entre estas séries de dados ocorre pelo surgimento do componente de negociação especulativa a partir de Jan/2004, indicando assim a existência de uma Fronteira Econômica Eficiente [FEE] (MARKOWITZ, 1952) entre os mercados *spot* e futuros do melão.

Figura 80 – FEE do Período 4, vencimento 5 meses, com H ótimo, para o melão



Fonte: Dados da pesquisa.

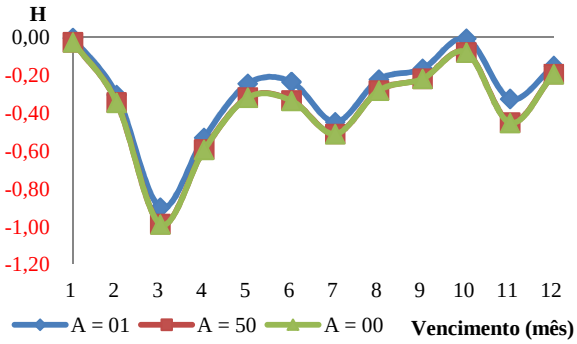
A Figura 80 ilustra tal FEE para o vencimento em 05 meses do Período 4 do melão, prazo este com a melhor efetividade de hedge calculada pela equação (46). Nela, é possível constatar o *trade-off* risco/retorno, à medida que o grau de aversão às perdas diminui.

Quaisquer valores de *H* diferentes de seu resultado ótimo não maximizará a função utilidade indicada pela equação (43), apontando, portanto, para uma relação risco/retorno desvantajosa para o investidor. Ademais, caso o nível de significância da Tabela 15 fosse de 10%, os vencimentos 06, 10, 11 e 12 meses no Período 4 também indicariam tal componente de negociação especulativa.

Por fim, as Figuras 81 a 84 apresentam os resultados da abordagem Média-Variância para a uva, também com os mesmos parâmetros para os graus de aversão às perdas e para os dados dentro do período.

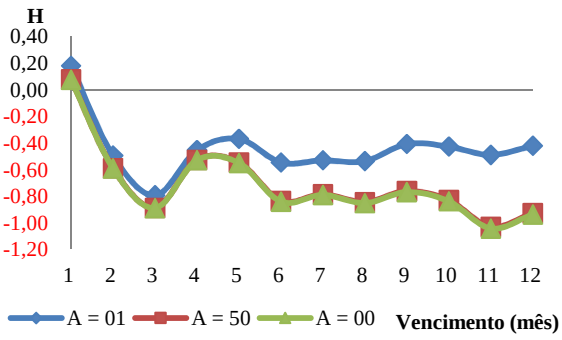
Tal como ocorrido com o melão, os períodos 1, 2, e 3 da uva indicam certa proximidade entre os valores de *H* para a mínima e a máxima aversão às perdas, confirmada pelo Teste-t de Student bicaudal, ao nível de 1% de significância, com os seguintes *p-values*: Período 1 = 0,517; Período 2 = 0,018; Período 3 = 0,070.

Figura 81 – MV para a Uva (Período 1)



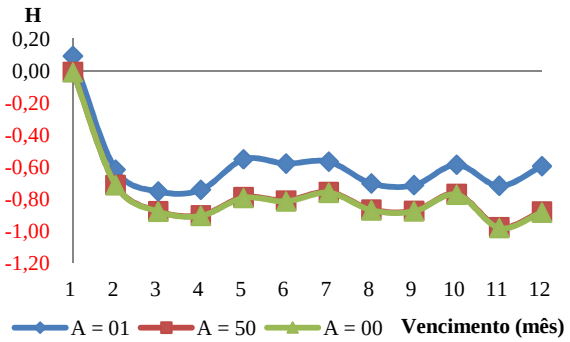
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 82 – MV para a Uva (Período 2)



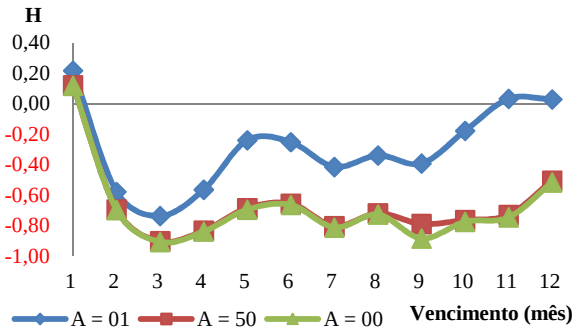
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 83 – MV para a Uva (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 84 – MV para a Uva (Período 4)

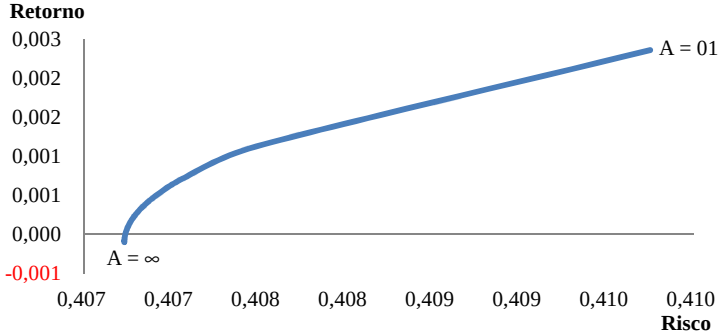


Fonte: Dados da pesquisa.

Ainda que os resultados dos testes admitam a expectativa da convergência entre os valores de *H* das abordagens Média-Variância e Variância Mínima, também fica evidente a tendência para o surgimento do componente de negociação especulativa à medida que o tamanho do período cresce, dada a relevante diminuição dos *p-values* percebida.

No Período 4, é possível notar visualmente uma divergência entre os valores de *H* para a mínima e a máxima aversão às perdas, cujo componente de negociação especulativa na série de dados é confirmado pelo Teste-t de Student bicaudal, com *p-value* de 0,002. Nesse sentido, também é atestada a existência de uma fronteira econômica eficiente entre os mercados *spot* e futuros da uva.

Figura 85 – FEE do Período 4, vencimento 3 meses, com H ótimo, para a uva



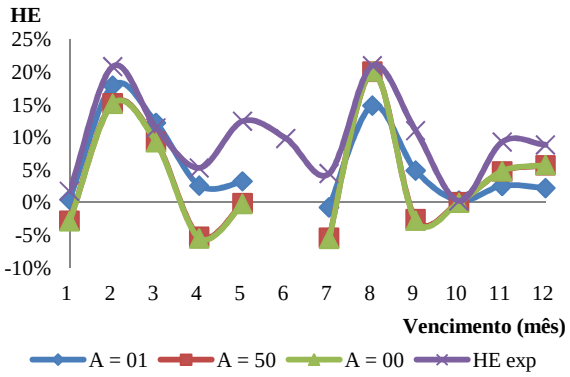
Fonte: Dados da pesquisa.

A Figura 85 mostra tal FEE para o vencimento em 03 meses do Período 4 da uva, prazo este com a melhor efetividade de hedge calculada pela equação (46). Nela, é possível novamente verificar o *trade-off* risco/retorno dada a diminuição do grau de aversão às perdas.

Em seguida, são mostrados os resultados de efetividade do hedge (HE), para os dados fora do período, justificados pela hipótese da ergodicidade e com a gradação da aversão às perdas. É esperado que quanto maior a propensão à perdas, menor é a efetividade do hedge, dado que os investidores terão menos posições hedgeadas, visando maiores retornos.

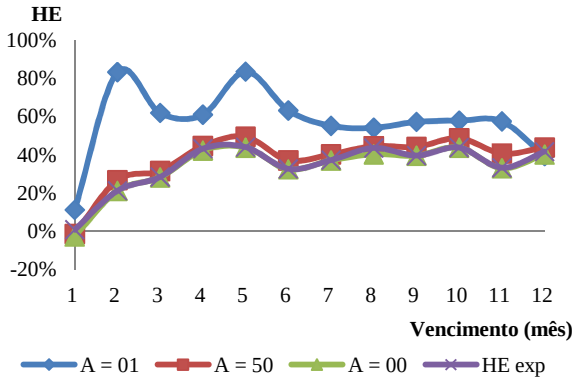
As Figuras 86 a 89 trazem os resultados da HE para a manga, semelhantes aos já apresentados pelas Figuras 36 a 39, acrescidos dos graus de aversão às perdas.

Figura 86. MV HE para a Manga (Período 1)[26]



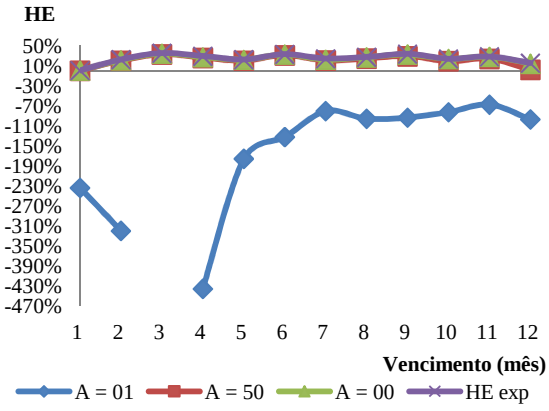
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 87. MV HE para a Manga (Período 2)



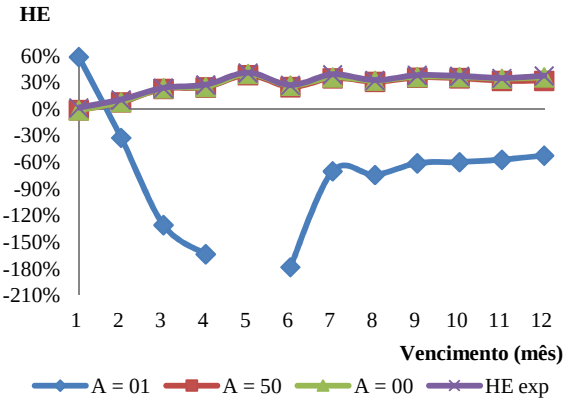
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 88. MV HE para a Manga (Período 3)[27]



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 89. MV HE para a Manga (Período 4)



Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto à expectativa de que maior a propensão à perdas, menor é a efetividade do hedge, tal hipótese somente foi confirmada no Período 3 (incluindo o vencimento em 03

[26] As efetividades do hedge para o vencimento de 06 meses, em todos os graus de aversão à perdas no Período 1, foram retiradas por serem *outliers*.
[27] As efetividades do hedge, no grau de aversão à perdas mínimo, de vencimento em 03 meses no Período 3 e de 05 meses no Período 4 foram retiradas por serem *outliers*.

meses, cuja HE foi de -4.226%), e no Período 4, excetuando o vencimento em 01 mês e incluindo o vencimento em 05 meses, cuja HE foi de -1.501%.

Para melhor compreender os casos que violaram a hipótese maior a propensão à perdas/menor efetividade do hedge, a Tabela 15 traz os resultados das razões H_d (dentro do período) e H_f (fora do período) para o Período 2, bem como suas respectivas efetividades do hedge quando aplicados aos dados fora do período. Nela também são consideradas as situações de mínima (A = 01) e máxima (A = ∞) aversão às perdas.

O Período 2 foi escolhida para essa análise preliminar porque foi a única situação em que a supracitada hipótese foi rejeitada em todos os prazos de vencimento. Assim, é necessário relembrar que o período dentro do período foi de Jan/1989 a Dez/1998 (120 meses), e o período fora do período foi de Jan/1999 a Dez/2003 (60 meses).

Tabela 15. Valores de H e HE para o Período 2, por grau de aversão às perdas (manga)

Esta tabela traz os valores de hedge (H) e efetividade do hedge (HE), calculados com dados dentro(d) e fora(f) do período, por grau de aversão às perdas, para o Período 2 da manga (equações 44 e 46), pela Média-Variância.

Prazo (mês)	A = 01				A = ∞			
	H_d	H_f	HE com H_d	HE com H_f	H_d	H_f	HE com H_d	HE com H_f
01	-0,116	-4,220	11,09%	205,13%	-0,154	0,131	-2,77%	0,74%
02	-0,878	-8,206	83,14%	410,39%	-0,945	-0,886	21,02%	21,11%
03	-0,771	-4,361	61,80%	191,67%	-0,839	-0,777	28,12%	28,29%
04	-0,694	-4,649	60,89%	220,35%	-0,783	-0,918	42,15%	43,09%
05	-0,732	-6,915	83,40%	416,05%	-0,897	-0,843	32,33%	32,56%
06	-0,620	-6,579	63,10%	351,55%	-0,773	-0,843	32,33%	32,56%
07	-0,629	-5,304	55,06%	246,88%	-0,764	-0,825	36,92%	37,12%
08	-0,828	-4,887	54,02%	174,21%	-1,140	-0,893	40,13%	43,46%
09	-0,675	-7,220	57,13%	320,58%	-0,840	-0,865	39,47%	39,51%
10	-0,692	-7,740	57,80%	338,50%	-0,892	-0,888	43,65%	43,65%
11	-0,641	-9,270	57,37%	429,70%	-0,899	-0,821	32,85%	33,15%
12	-0,515	-10,377	39,30%	406,11%	-0,804	-0,990	40,08%	41,56%

Fonte: Dados da pesquisa.

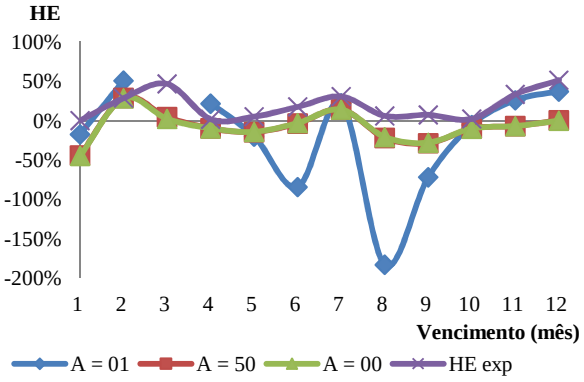
Um dos aspectos que chamam a atenção na Tabela 15 é a diferença expressiva entre os valores obtidos nas efetividades do hedge com H_f para a mínima aversão às perdas, o que não é percebido quando tal aversão é máxima.

Nessas condições, é percebido que o investidor teria uma maior efetividade do hedge se, ao assumisse posições de hedge maiores que 100% (as quais foram limitadas neste estudo), ele também teria tido HE além de 100%. Portanto, isso ratifica a ausência da persistência inter-períodos entre as razões de hedge quando o grau de aversão às perdas é mínimo, cuja persistência é notada quando o grau de aversão às perdas é máximo justamente pela proximidade dos valores de H e HE.

A explicação plausível para o surgimento desse fenômeno está: no comportamento das variações dos preços *spot* durante o período elencado, que no caso da manga, apresentaram relevante volatilidade (ver Fig. 23); no comportamento das variações dos preços futuros, cujas equações de previsão foram obtidas através das variações dos preços *spot* e tendem a oferecer resultados mais suavizados; e no tamanho do período, cujo argumento está na ocorrência de apenas um caso no Período 4, e de nenhum caso no Período 3.

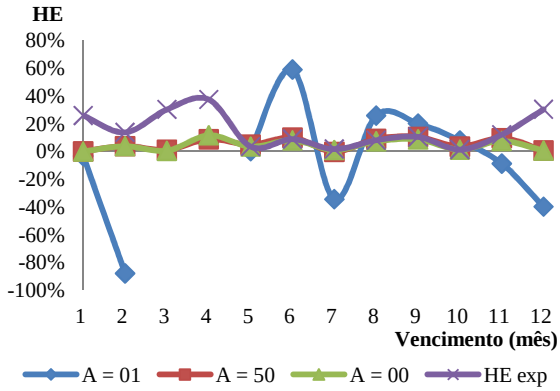
A respeito dos resultados de HE para o melão, as Figuras 90 a 93 mostram que apenas nos períodos 3 e 4 houveram maiores chances de se aceitar a hipótese maior propensão à perdas/menor efetividade do hedge.

Figura 90. MV HE para o Melão (Período 1)[28]



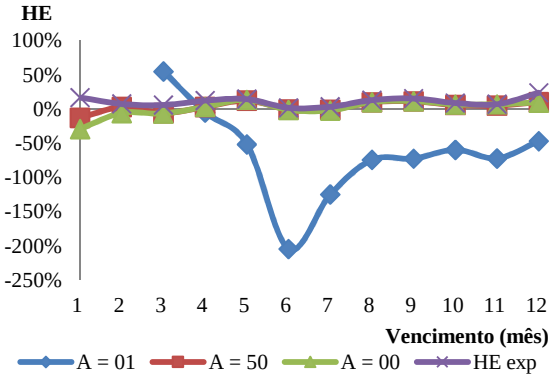
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 91. MV HE para o Melão (Período 2)



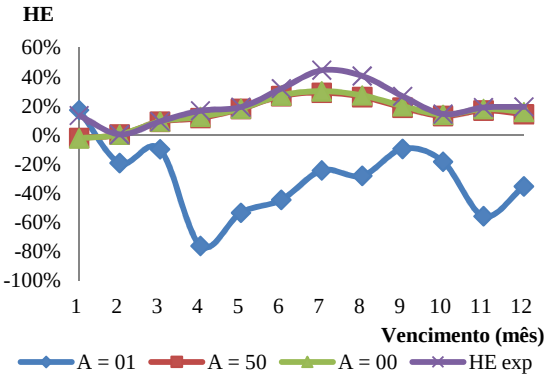
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 92. MV HE para o Melão (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 93. MV HE para o Melão (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

No Período 1, a HE do vencimento em 03 meses foi de 593%; no Período 2, a HE para os vencimentos em 03 e 04 meses foram, respectivamente, de -724% e -1.028%; e no Período 03, a HE para os vencimentos em 01 e 02 meses foram de 3.210% e 2.757%, nessa ordem, para as situações de mínima aversão às perdas (A = 01).

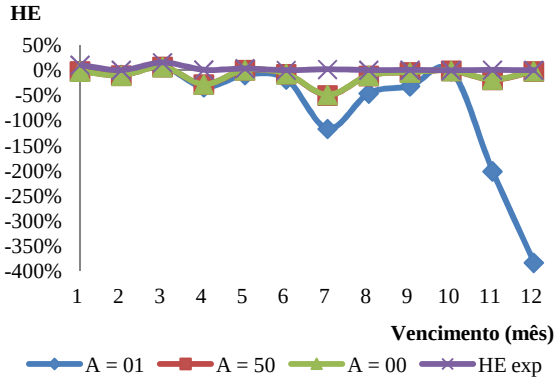
[28] As efetividades do hedge, no grau de aversão à perdas mínimo, de vencimento em 03 meses no Período 1, de 03 e 04 meses no Período 2, e de 01 e 02 meses no Período 03 foram retiradas por serem *outliers*.

Tal como verificado para a manga, a ocorrência de efetividades de hedge nos casos de mínima aversão às perdas que violaram a hipótese maior propensão à perdas/menor efetividade do hedge surgiu pela ausência da persistência inter-períodos entre as razões de H dentro e fora do período, que permite um aumento de suas HE a partir do incremento de suas posições hedgeadas em posições de risco.

Por exemplo, no Período 4, no vencimento em 01 mês, a razão ótima H_d foi de 0,3422 (posição comprada), com uma efetividade de hedge de 17%. Mas se for considerada a razão ótima H_f, que foi de 0,9632 (posição comprada), a efetividade do hedge chegaria a 29%.

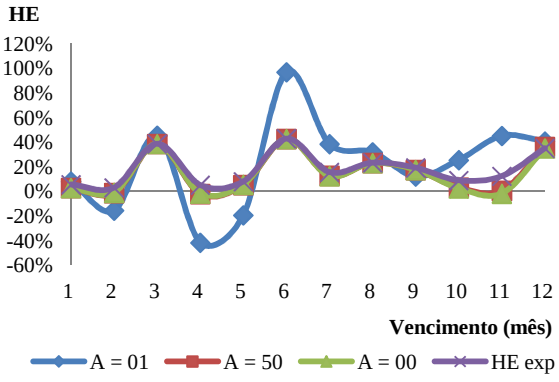
Do mesmo modo, a explicação plausível para o surgimento desse fenômeno está no comportamento das variações dos preços *spot* durante o período elencado, que no caso do melão, também tiveram acentuada volatilidade (ver Fig. 23); no comportamento das variações dos preços futuros, cujas equações de previsão foram obtidas através das variações dos preços *spot* e ofereceram resultados mais suavizados; e no tamanho do período.

Figura 94. MV HE para a Uva (Período 1)



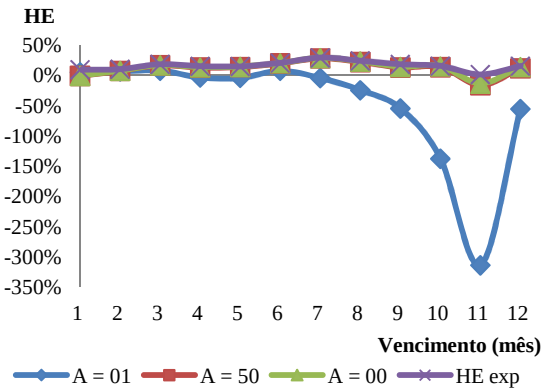
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 95. MV HE para a Uva (Período 2)



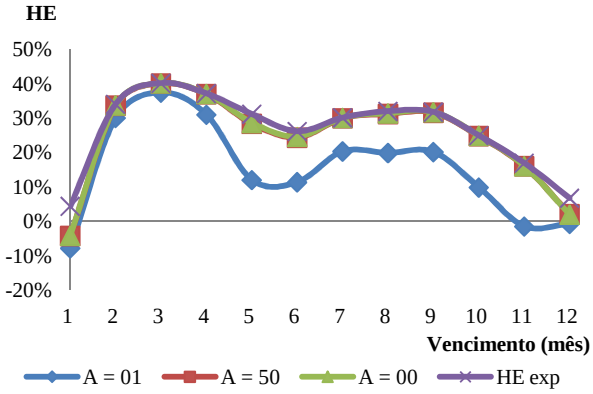
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 96. MV HE para a Uva (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 97. MV HE para a Uva (Período 4)



Fonte: Dados da pesquisa.

E sobre os resultados da HE para a uva, as Figuras 94 a 97, embora não apresentem *outliers* tais como vistos para a manga e o melão, também registraram alguns casos que

violaram a hipótese maior propensão à perdas/menor efetividade do hedge, particularmente no Período 2, quando o grau de aversão às perdas é mínimo (A = 01).

Contudo, é importante comentar que a incidência de tais violações é menor que as verificadas para a manga e o melão, possuindo valores próximos às das situações em que o grau de aversão às perdas é máximo (A = ∞).

Vale salientar que somente no Período 4 nenhuma violação da hipótese aqui referida foi observada. No Período 01, a supracitada hipótese foi rejeitada no vencimento em 03 meses, e no Período 03 tal ocorrência foi vista no vencimento em 01 mês.

Em se tratando do período 02, ainda que tenha ocorrido certa volatilidade durante o período Jan/1989 a Dez/1998 em seus preços *spot*, é sugerido que tais efeitos sejam decorrentes do comportamento dos preços futuros, regidos por suas equações de previsão, e pelo tamanho do período, cuja influência neste fenômeno diminuiu significativamente com o seu aumento.

Nessa etapa da análise para a abordagem da Média-Variância, são trazidos os resultados entre o cross-hedge (CH) do contrato futuro do petróleo – produto *Crude Oil, Light-Sweet, Cushing, Oklahoma, contract 1* – e os preços *spot* da manga, do melão e da uva, também em prazos de vencimento variando de 1 a 12 meses.

Repetindo o mesmo procedimento anterior, caso a média das variações dos preços futuros do petróleo seja igual a zero (H_0: $\mu = 0$), é esperado que todos os valores de *H* convirjam para os mesmos obtidos na abordagem da Variância Mínima.

A Tabela 16 mostra os resultados das regressões por MQO da equação (103) para os preços futuros do petróleo, por prazo de vencimento.

Tabela 16. Médias (μ) e *p-values* das variações dos preços futuros do petróleo

Esta tabela mostra, por prazo de vencimento e período, os resultados das médias (μ) e seus *p-values(p)* obtidos via regressão por MQO para os preços futuros do petróleo (equação 103), com significância de 1%.

PRAZO (mês)	**PERÍODO 1 (jan/1989-dez/1993)**		**PERÍODO 2 (jan/1989-dez/1998)**		**PERÍODO 3 (jan/1989-dez/2003)**		**PERÍODO 4 (jan/1989-dez/2008)**	
	(μ)	p	(μ)	p	(μ)	p	(μ)	p
01	-0,0585	[0,8269]	-0,0561	[0,7134]	0,0791	[0,5668]	0,1007	[0,6935]
02	-0,0781	[0,8698]	-0,0970	[0,7100]	0,1539	[0,4867]	0,2676	[0,5454]
03	-0,1018	[0,8709]	-0,1408	[0,6749]	0,2164	[0,4331]	0,5104	[0,3898]
04	-0,1646	[0,8203]	-0,1934	[0,6154]	0,2595	[0,4082]	0,8635	[0,2104]
05	-0,2044	[0,7909]	-0,2530	[0,5378]	0,3271	[0,3337]	1,2785	[0,0883]
06	-0,2469	[0,7496]	-0,3069	[0,4603]	0,3906	[0,2726]	1,7689	[0,0198]
07	-0,2615	[0,7274]	-0,3627	[0,3770]	0,4556	[0,2196]	**2,2673**	**[0,0025]**
08	-0,2390	[0,7423]	-0,3982	[0,3264]	0,5136	[0,1782]	**2,7379**	**[0,0003]**
09	-0,2292	[0,7508]	-0,4390	[0,2815]	0,5666	[0,1525]	**3,1518**	**[0,0000]**
10	-0,2288	[0,7548]	-0,4890	[0,2434]	0,6468	[0,1191]	**3,5364**	**[0,0000]**
11	-0,2284	[0,7639]	-0,5279	[0,2283]	0,7447	[0,0902]	**3,8817**	**[0,0000]**
12	-0,2752	[0,7335]	-0,5731	[0,2158]	0,8182	[0,0818]	**4,2138**	**[0,0000]**

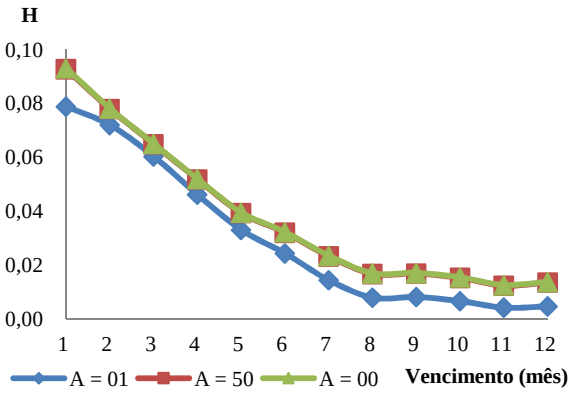
Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 16, estão dispostos os valores das médias com seus respectivos *p-values* entre colchetes, calculados pela equação (84), cuja hipótese nula foi testada ao nível de 1% de significância. Enquanto que nos períodos 1, 2 e 3 a hipótese nula foi aceita, ela foi rejeitada a partir do vencimento em 07 meses no Período 4.

Portanto, é esperado que, ao aplicar a equação (44), os valores de *H* da abordagem Média-Variância convirjam para os valores da Variância Mínima, independentemente do grau de aversão às perdas percebidas pelos investidores, nas situações em que ela não foi rejeitada.

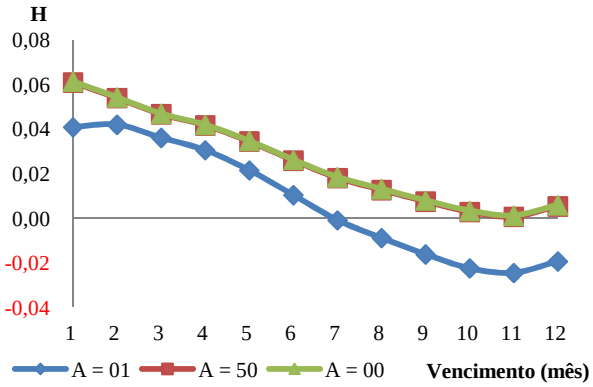
Doravante isso, as Figuras 98 a 101 ilustram os resultados da abordagem Média-Variância para a manga, para dados dentro do período, considerando os seguintes graus de aversão às perdas: A = 01 (mínima aversão) até A = ∞ (máxima aversão). O valor de A = 50 foi para mostrar, novamente, o quão próximo seus resultados estão da situação de máxima aversão às perdas, indicando que a partir dele, os valores seguintes ficam indiferentes.

Figura 98. MV CH para a Manga (Período 1)



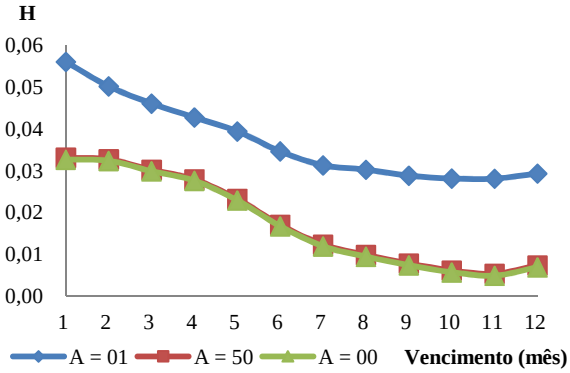
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 99. MV CH para a Manga (Período 2)



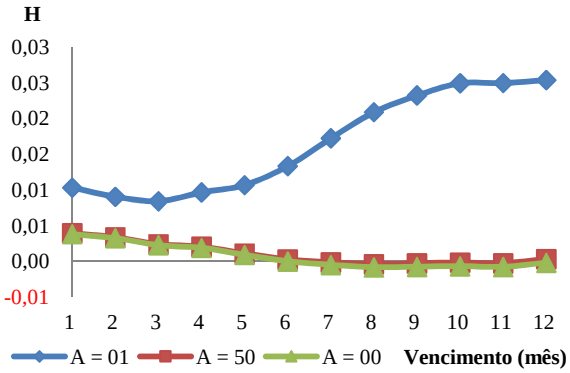
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 100. MV CH para a Manga (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 101. MV CH para a Manga (Período 4)



Fonte: Dados da pesquisa.

Diferentemente do que ocorreu com preços futuros da manga, à medida que o tamanho do período cresce, mais distantes ficam os valores de *H* entre as situações de mínima e máxima aversão às perdas.

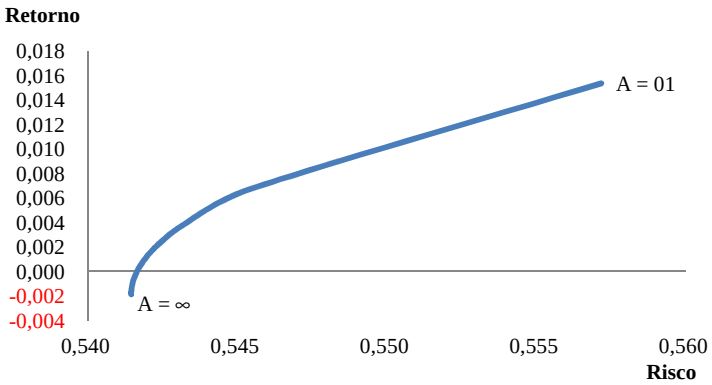
Para corroborar estatisticamente que tais valores de *H* para a mínima e máxima aversão às perdas são diferentes, realizou-se novamente um Teste-t de Student bicaudal, presumindo entre tais séries de dados variâncias diferentes e a hipótese da diferença de média igual a zero.

Ao nível de 1% de significância, a hipótese de igualdade entre as médias foi aceita nos períodos 1 e 2 (*p-values*: Período 1 = 0,478; Período 2 = 0,064), mas rejeitada nos períodos 3 e 4 (*p-values*: Período 3 = 0,000; Período 4 = 0,000). Se o nível de significância da Tabela 16 fosse de 10%, a média seria estatisticamente diferente de zero a partir do vencimento em 11 meses no Período 3, e a partir do vencimento em 05 meses no Período 4. Assim, estes resultados corroboram com a expectativa da divergência entre os valores de *H* das abordagens Média-Variância e Variância Mínima com o aumento do tamanho do período.

Em termos teóricos, isto mostra que o componente de negociação especulativa da equação (44), derivado de vieses no mercado de futuros (LIEN; TSE, 2002) se fez presente no cross-hedge para o caso da manga desde Jan/1999, sugerindo assim a existência de uma Fronteira Econômica Eficiente [FEE] (MARKOWITZ, 1952) entre os mercados *spot* da manga e futuros do petróleo.

A Figura 102 ilustra tal FEE para o vencimento em 11 meses do Período 3 entre o cross-hedge dos preços da manga com os do petróleo, prazo este com a melhor efetividade de hedge calculada pela equação (46), para dados fora do período e considerando o grau mínimo de aversão às perdas. Nela, é possível constatar o *trade-off* risco/retorno, à medida que o grau de aversão às perdas diminui.

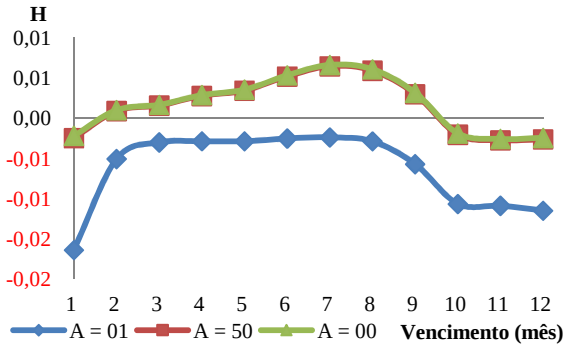
Figura 102 – FEE do Período 3, vencimento 11 meses, com CH ótimo, para a Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

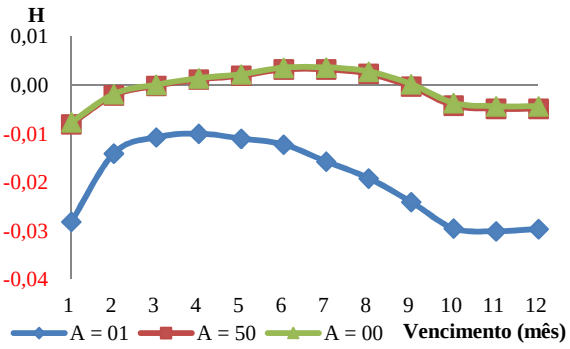
Em seguida, as Figuras 103 a 106 mostram os resultados da abordagem Média-Variância para o cross-hedge entre os preços *spot* do melão e futuros do petróleo, para dados dentro do período e com os mesmos parâmetros para os graus de aversão às perdas.

Figura 103. MV CH para o Melão (Período 1)



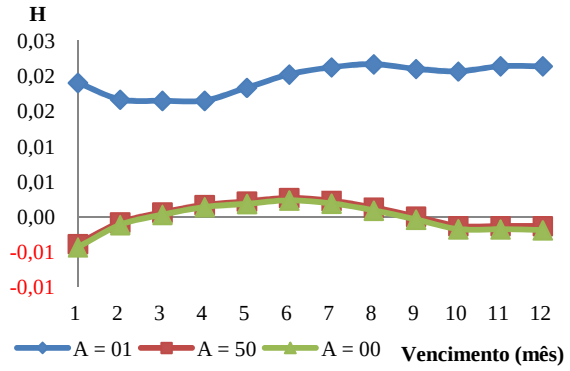
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 104. MV CH para o Melão (Período 2)



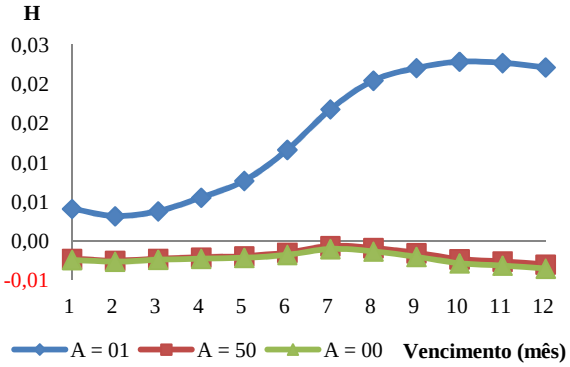
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 105. MV CH para o Melão (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 106. MV CH para o Melão (Período 4)



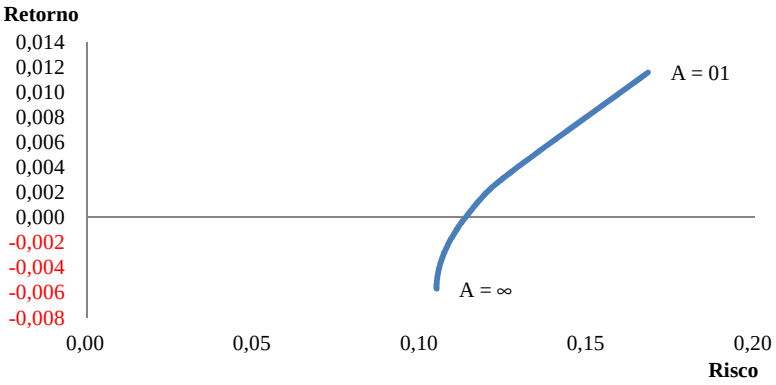
Fonte: Dados da pesquisa.

Semelhante ao cross-hedge da manga, os resultados para o cross-hedge do melão também indicam um distanciamento entre os valores de *H* das situações de mínima e máxima aversão às perdas, à medida que o tamanho do período cresce.

Os *p-values* do Teste-t bicaudal, a 1% de significância, foram: Período 1 = 0,000; Período 2 = 0,000; Período 3 = 0,000; Período 4 = 0,000. O curioso neste caso é que, mesmo sendo estatisticamente iguais a zero as médias das variações nos preços futuros do petróleo nos períodos 1 e 2, as razões ótimas *H* de mínima e máxima aversão às perdas não seguiram a mesma lógica, como visto nos casos anteriores.

Logo, estes resultados atestam também a expectativa da divergência entre os valores de *H* das abordagens Média-Variância e Variância Mínima com o aumento do tamanho do período. Para fins de ilustração, a Figura 107 traz a FEE para o vencimento em 11 meses do Período 3 entre o cross-hedge dos preços do melão com os do petróleo, prazo este com a melhor efetividade de hedge calculada pela equação (46), para dados fora do período e considerando o grau mínimo de aversão às perdas. Nela, pode-se observar também o *trade-off* risco/retorno, à medida que o grau de aversão às perdas diminui.

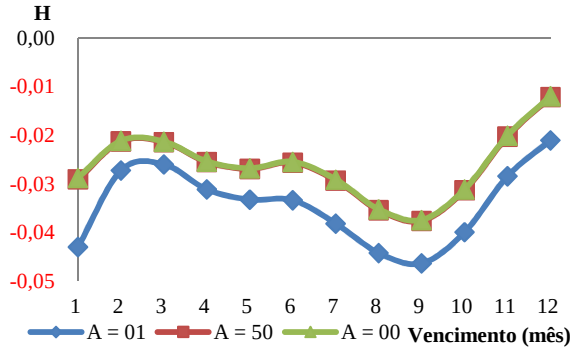
Figura 107 – FEE do Período 3, vencimento 11 meses, com CH ótimo, para o Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

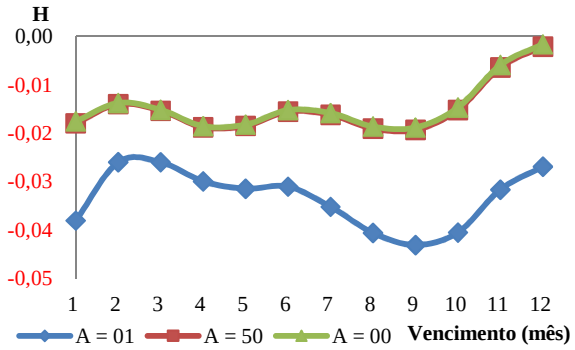
Em se tratando do cross-hedge dos preços *spot* da uva e preços futuros do petróleo, as Figuras 108 a 111 também mostram o distanciamento dos valores de *H* das situações de mínima e máxima aversão às perdas, à medida que o tamanho do período cresce.

Figura 108. MV CH para a Uva (Período 1)



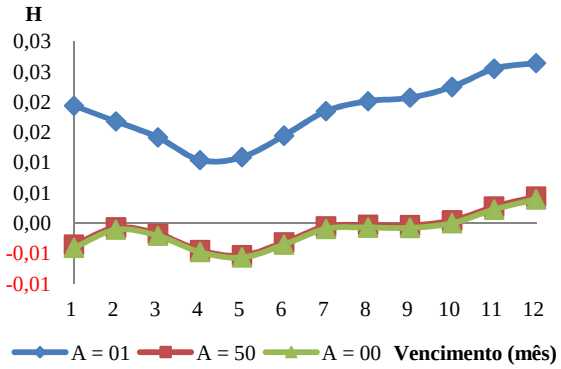
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 109. MV CH para a Uva (Período 2)



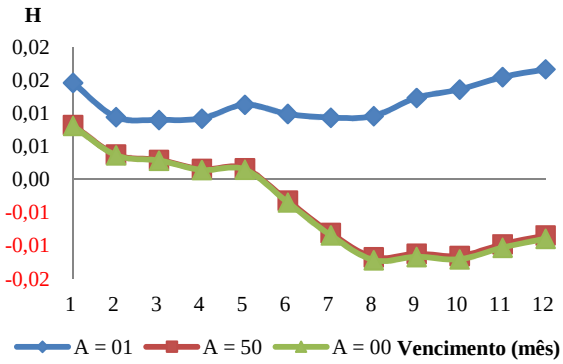
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 110. MV CH para a Uva (Período 3)



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 111. MV CH para a Uva (Período 4)

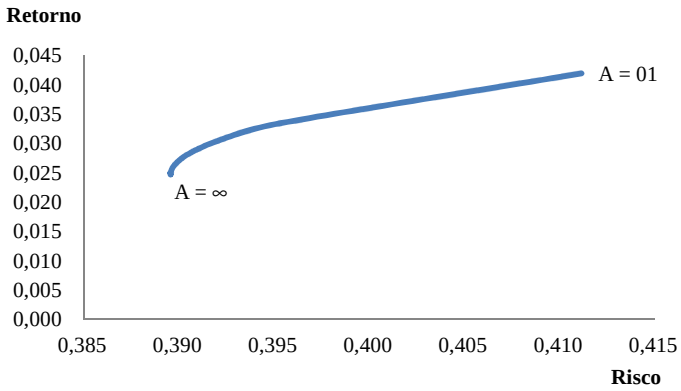


Fonte: Dados da pesquisa.

Os *p-values* do Teste-t bicaudal, a 1% de significância, foram: Período 1 = 0,015; Período 2 = 0,000; Período 3 = 0,000; Período 4 = 0,000. Novamente, mesmo sendo estatisticamente iguais a zero as médias das variações nos preços futuros do petróleo no Período 2 (e a depender do nível de significância, no Período 1), as razões ótimas *H* de

mínima e máxima aversão às perdas não acompanharam o mesmo raciocínio dos casos anteriores. Portanto, estes resultados apontam também a expectativa da divergência entre os valores de *H* das abordagens Média-Variância e Variância Mínima com o aumento do tamanho do período, para o caso da uva.

Figura 112 – FEE do Período 3, vencimento 11 meses, com CH ótimo, para a Uva



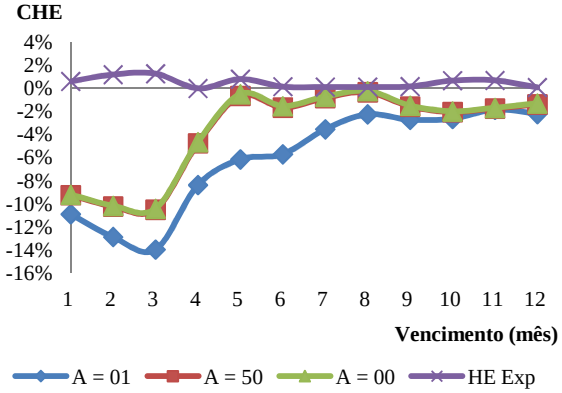
Fonte: Dados da pesquisa.

Dada a existência de uma FEE, a Figura 112 esboça o *trade-off* risco/retorno para o vencimento em 11 meses do Período 3 entre o cross-hedge dos preços da uva com os do petróleo, prazo este com a melhor efetividade de hedge calculada pela equação (46), para dados fora do período e considerando o grau mínimo de aversão às perdas. Nela, verifica-se a o aumento do risco e do retorno à medida que o grau de aversão às perdas diminui.

A seguir, são mostrados os resultados de efetividade do cross-hedge (CHE), para os dados fora do período, fundamentados pela hipótese da ergodicidade e com a gradação da aversão às perdas. É esperado que quanto maior a propensão à perdas, menor é a efetividade do cross-hedge, dado que os investidores terão menos posições hedgeadas, visando maiores retornos, tal como para os preços futuros das frutas.

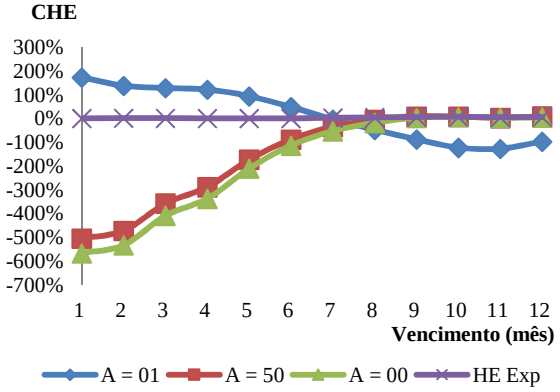
Assim, as Figuras 113 a 116 trazem os resultados do CHE para a manga, semelhantes aos já apresentados pelas Figuras 60 a 63, acrescidos dos graus de aversão às perdas.

Figura 113. CHE MV Período 1 Manga



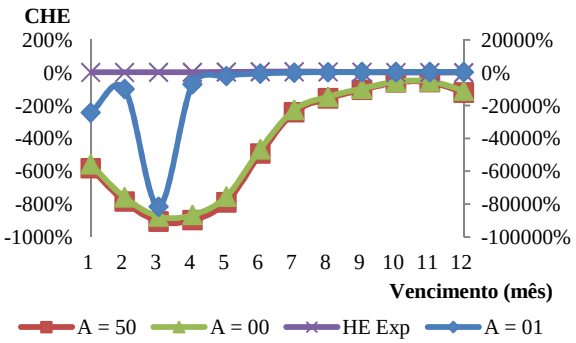
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 114. CHE MV Período 2 Manga



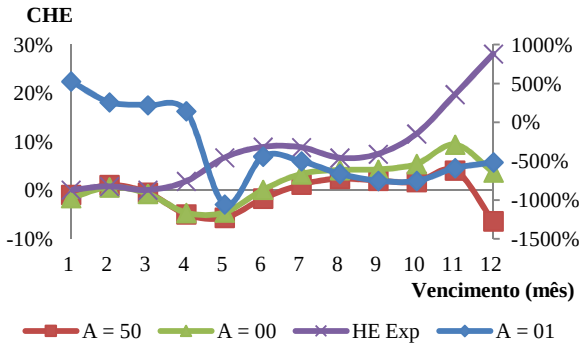
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 115. CHE MV Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 116. CHE MV Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

No caso da manga, somente não ocorreu a violação da referida hipótese no Período 1, ou seja, quanto maior a propensão à perdas, pior é a efetividade do cross-hedge.

No Período 2, para a situação de mínima aversão às perdas, foi notado que enquanto as razões ótimas *H* estavam em posições compradas (positivas), a efetividade do cross-hedge era positiva; contudo, no momento em que assumiram posições vendidas (negativas), a efetividade do cross-hedge tornou-se negativa, à medida que o prazo de vencimento aumentava. Nesse caso, a hipótese maior a propensão à perdas/menor efetividade do cross-hedge só é verificada a partir do vencimento em 08 meses.

No Período 3, mesmo que as razões ótimas *H* estejam em posições compradas (positivas) em todos os vencimentos, acontece o inverso: entre os vencimentos de 01 a 06 meses, a efetividade do hedge é negativa; mas entre os vencimentos de 07 a 12 meses, ela torna-se positiva (ver coluna das ordenadas à direita na Fig. 115). Resultado semelhante é visto no Período 4, com as inversões ocorrendo a partir do vencimento em 05 meses.

A explicação para este comportamento pode ser vista nos dados apresentados na Tabela 17, que traz os dados das razões ótimas calculadas dentro (H_d) e fora (H_f) do período, e as efetividades de hedge HE_d e HE_f para dados fora do período quando empregados H_d e H_f, respectivamente, na situação de mínima aversão à perdas (A = 01).

No Período 1, é possível observar a mudança de padrão que aconteceu nas razões ótimas *H*, que passaram de posições compradas (dentro do período) para posições vendidas (fora do período), em todos os prazos de vencimento. E por causa desta descontinuidade, as razões ótimas H_d não tiveram sucesso na efetividade do hedge para os dados fora do período.

No Período 2, ocorreram duas situações a serem comentadas. Na primeira, é possível verificar que as razões ótimas H_d conseguiram ter uma efetividade do hedge nos dados fora do período somente nos vencimentos de 01 a 06 meses, ainda que tal efetividade diminua com o aumento do prazo de vencimento.

Tabela 17. Resultados de H e HE para a Manga, com mínima aversão à perdas

Esta tabela traz as razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE), calculados com dados dentro(d) e fora(f) do período, para o cross-hedge da manga, pela abordagem da Média-Variância com A=01 (equações 44 e 46).

Prazo (mês)	PERÍODO 1				PERÍODO 2			
	H_d	H_f	HE_d	HE_f	H_d	H_f	HE_d	HE_f
1	0,0788	-0,0695	-10,89%	3,07%	0,0410	0,0750	172,18%	216,85%
2	0,0720	-0,0736	-12,87%	4,42%	0,0421	0,0646	137,03%	155,87%
3	0,0603	-0,0702	-13,96%	5,68%	0,0362	0,0665	127,78%	161,14%
4	0,0462	-0,0372	-8,37%	2,08%	0,0306	0,0688	121,17%	175,01%
5	0,0330	-0,0223	-6,14%	1,20%	0,0216	0,0752	92,81%	188,70%
6	0,0243	-0,0345	-5,70%	2,99%	0,0105	0,0740	47,36%	179,71%
7	0,0143	-0,0403	-3,54%	4,22%	-0,0008	0,0721	-4,49%	194,63%
8	0,0078	-0,0440	-2,25%	5,78%	-0,0088	0,0722	-48,26%	187,55%
9	0,0081	-0,0615	-2,72%	9,74%	-0,0162	0,0710	-88,40%	174,15%
10	0,0066	-0,0701	-2,62%	13,38%	-0,0224	0,0726	-123,44%	173,13%
11	0,0041	-0,0672	-1,84%	14,52%	-0,0245	0,0722	-128,06%	161,71%
12	0,0046	-0,0540	-2,20%	12,44%	-0,0193	0,0684	-97,85%	151,67%
Prazo (mês)	**PERÍODO 3**				**PERÍODO 4**			
	H_d	H_f	HE_d	HE_f	H_d	H_f	HE_d	HE_f
1	0,0561	0,0014	-24285,36%	15,30%	0,0103	0,0322	526,66%	980,42%
2	0,0502	0,0024	-9967,15%	24,75%	0,0090	0,0245	257,93%	428,44%
3	0,0461	0,0033	-81579,49%	496,45%	0,0084	0,0163	220,22%	287,90%
4	0,0427	0,0055	-7031,47%	157,52%	0,0096	0,0073	142,88%	159,50%
5	0,0394	0,0074	-2022,76%	113,10%	0,0107	0,0026	-1056,51%	128,84%
6	0,0346	0,0112	-510,17%	153,34%	0,0133	0,0000	-440,49%	0,01%
7	0,0313	0,0170	68,82%	228,92%	0,0172	-0,0013	-500,71%	2,56%
8	0,0302	0,0231	282,34%	311,69%	0,0209	-0,0019	-662,09%	4,73%
9	0,0288	0,0281	338,80%	339,04%	0,0232	-0,0025	-752,37%	7,16%
10	0,0281	0,0322	363,05%	368,82%	0,0250	-0,0031	-755,04%	9,41%
11	0,0281	0,0329	357,41%	365,19%	0,0250	-0,0034	-590,22%	8,64%
12	0,0293	0,0340	355,31%	362,23%	0,0254	-0,0036	-514,14%	8,05%

Fonte: Dados da pesquisa.

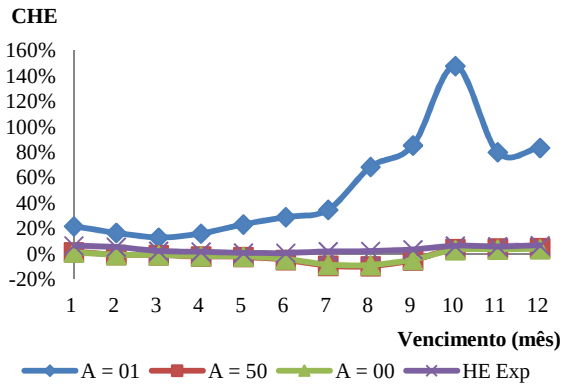
Já a segunda trata dos valores acima de 100% observados em HE_d e HE_f. Tal fenômeno acontece quando a equação (43) [com $H = 0$] obtém um valor negativo, e passa a ter um valor positivo quando aplicado *H* ótimo, cujo objetivo é maximizar a referida equação. Por exemplo, no vencimento em 01 mês, o resultado da equação (43) com $H = 0$ é -0,005913; mas quando se usa *H* ótimo, o resultado é de 0,004268 com H_d, e de 0,006910 com H_f. Ao empregar tais valores na equação (46), obtêm-se as HE acima de 100%.

No Período 3, as razões ótimas H_d conseguiram ter uma efetividade do hedge nos dados fora do período somente nos vencimentos de 07 a 12 meses, cuja efetividade aumentou com o aumento do prazo de vencimento. Ainda que entre os vencimentos de 01 a 06 meses a efetividade de H_d tenha sido negativa, ela também aumentou com o incremento do prazo de

vencimento. Além disso, os resultados dos HE's são bem próximos, dada à proximidade dos valores de *H* a partir do vencimento em 09 meses. E no Período 4, as razões ótimas H_d somente foram efetivas entre os vencimentos de 01 a 04 meses, com os valores de HE diminuindo com o aumento do tamanho do período.

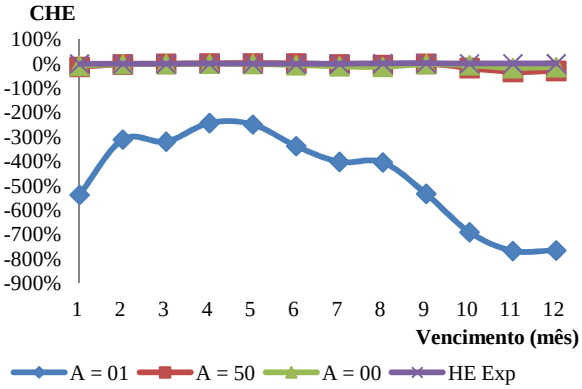
Para o caso do melão, as Figuras 117 a 120 ilustram resultados semelhantes aos já apresentados pelas Figuras 64 a 67, agora com os graus de aversão às perdas.

Figura 117. CHE MV Período 1 Melão



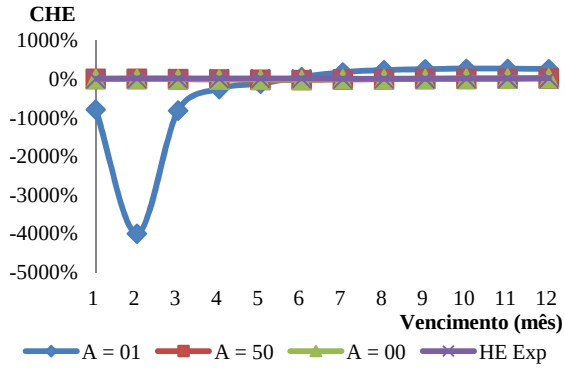
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 118. CHE MV Período 2 Melão



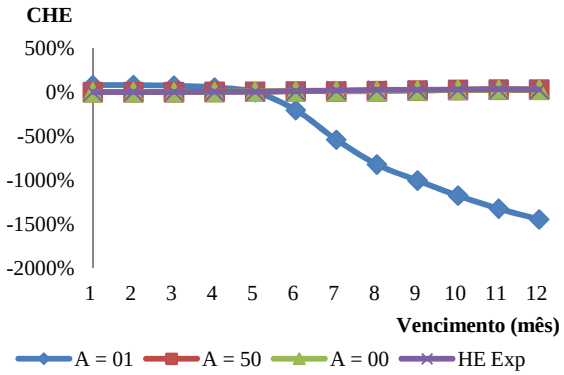
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 119. CHE MV Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 120. CHE MV Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Nelas, somente não ocorreu a violação da referida hipótese no Período 2, constatando-se assim que quanto maior a propensão à perdas, pior é a efetividade do cross-hedge. É importante resgatar que nos períodos 1 e 2, as razões ótimas *H* do cross-hedge estão em posições vendidas, enquanto que nos períodos 3 e 4 elas estão em posições compradas.

No Período 1, em todos os prazos de vencimento, o cross-hedge com mínima aversão às perdas foi o mais efetivo, inclusive acima das expectativas da máxima aversão às perdas. No Período 3, o cross-hedge entre os preços *spot* do melão e futuros do petróleo só passou a ter efetividade positiva a partir do vencimento em 06 meses. Por outro lado, a mesma

efetividade somente foi observada entre os vencimentos de 01 a 04 meses no Período 4, tornando-se negativa nos prazos seguintes.

Tal como ocorrido para a manga, a Tabela 18 traz os dados das razões ótimas calculadas dentro (H_d) e fora (H_f) do período, e as efetividades de hedge HE_d e HE_f para dados fora do período quando empregados H_d e H_f, respectivamente, na situação de mínima aversão às perdas, para o caso do melão.

Tabela 18. Resultados de H e HE para o Melão, com mínima aversão à perdas

Esta tabela traz as razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE), calculados com dados dentro(d) e fora(f) do período, para o cross-hedge do melão, pela abordagem da Média-Variância com A=01 (equações 44 e 46).

Prazo (mês)	PERÍODO 1				PERÍODO 2			
	H_d	H_f	HE_d	HE_f	H_d	H_f	HE_d	HE_f
1	-0,0164	-0,0624	21,61%	47,37%	-0,0281	0,0756	-537,77%	609,28%
2	-0,0050	-0,0492	16,47%	84,71%	-0,0141	0,0669	-310,55%	666,95%
3	-0,0030	-0,0453	12,82%	100,82%	-0,0108	0,0692	-319,43%	952,84%
4	-0,0028	-0,0416	15,88%	120,49%	-0,0100	0,0707	-242,59%	798,44%
5	-0,0028	-0,0429	23,11%	180,41%	-0,0110	0,0755	-248,68%	792,45%
6	-0,0025	-0,0445	28,86%	265,10%	-0,0123	0,0730	-337,52%	926,27%
7	-0,0024	-0,0513	34,57%	384,24%	-0,0158	0,0688	-402,10%	787,52%
8	-0,0028	-0,0548	68,28%	674,83%	-0,0192	0,0668	-404,25%	614,10%
9	-0,0057	-0,0593	85,24%	465,97%	-0,0241	0,0650	-533,33%	607,11%
10	-0,0107	-0,0613	147,63%	464,87%	-0,0295	0,0669	-690,55%	641,50%
11	-0,0109	-0,0595	79,85%	240,30%	-0,0301	0,0676	-767,83%	704,31%
12	-0,0115	-0,0566	83,29%	228,21%	-0,0297	0,0635	-765,25%	664,11%
Prazo (mês)	**PERÍODO 3**				**PERÍODO 4**			
	H_d	H_f	HE_d	HE_f	H_d	H_f	HE_d	HE_f
1	0,0191	0,0012	-792,67%	3,62%	0,0041	0,0318	77,35%	319,44%
2	0,0167	0,0010	-4001,10%	17,07%	0,0032	0,0221	77,65%	290,95%
3	0,0165	0,0021	-819,44%	18,39%	0,0038	0,0151	72,53%	164,53%
4	0,0165	0,0043	-260,38%	36,05%	0,0055	0,0077	50,57%	54,88%
5	0,0184	0,0067	-122,07%	59,03%	0,0077	0,0036	-4,51%	16,18%
6	0,0203	0,0113	42,64%	112,16%	0,0116	0,0003	-205,53%	0,15%
7	0,0213	0,0183	168,13%	172,69%	0,0168	-0,0022	-543,75%	7,60%
8	0,0217	0,0244	225,22%	228,03%	0,0204	-0,0033	-824,53%	16,53%
9	0,0210	0,0282	249,47%	266,60%	0,0220	-0,0040	-1007,61%	24,27%
10	0,0207	0,0308	259,38%	290,95%	0,0229	-0,0043	-1179,30%	30,51%
11	0,0214	0,0311	262,17%	290,43%	0,0227	-0,0044	-1327,38%	35,44%
12	0,0205	0,0313	252,12%	285,79%	0,0221	-0,0041	-1450,67%	36,44%

Fonte: Dados da pesquisa.

No Período 1, embora a média das séries H_d e H_f sejam estatisticamente diferentes (*p-value* Teste-T = 0,000), a primeira ainda conseguiu capturar parte da efetividade esperada para o grau de mínima aversão às perdas, estando em ambos os casos em posições vendidas. Porém, caso o investidor assumisse uma postura de máxima aversão às perdas, ele somente

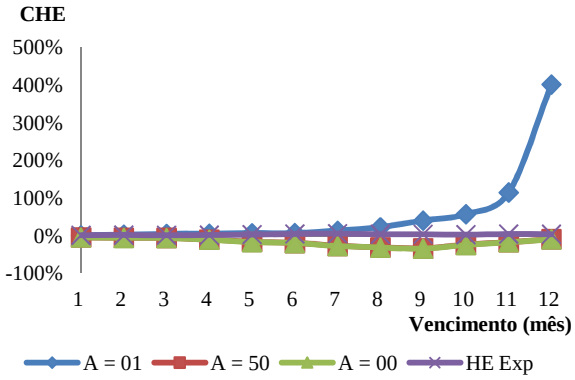
teria efetividade no cross-hedge nos vencimentos em 01, 10, 11 e 12 meses, com valores abaixo tanto de sua efetividade esperada (ver linha roxo-estrelada na Fig. 117) como os obtidos pela mínima aversão às perdas.

No Período 2, fica evidente a razão pela qual a efetividade do hedge com H_d ter sido negativa: houve uma mudança da expectativa do hedge, de posições vendidas para posições compradas em todos os prazos de vencimento, nos dados fora do período, ratificando assim a ausência da persistência inter-períodos de H.

Para o Período 3, ainda que H_d e H_f estejam em posições compradas, as efetividades do hedge aconteceram somente com o aumento do prazo de vencimento, que registrou uma aproximação entre as referidas razões ótimas de hedge. O oposto foi observado no Período 4: à medida que o prazo de vencimento aumentava, as razões ótimas H_d e H_f se afastavam, diminuindo assim a efetividade do hedge para valores negativos.

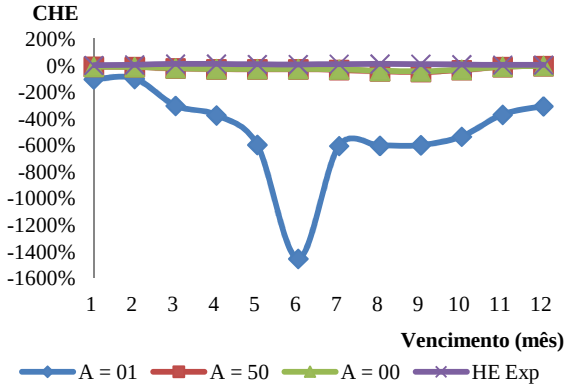
E novamente, os valores acima de 100% observados em HE_d e HE_f na Tabela 20 se deram pela mudança de valores negativos para positivos, quando aplicado *H* ótimo em substituição a H = 0, na busca pela maximização da equação (43).

Figura 121. CHE MV Período 1 Uva



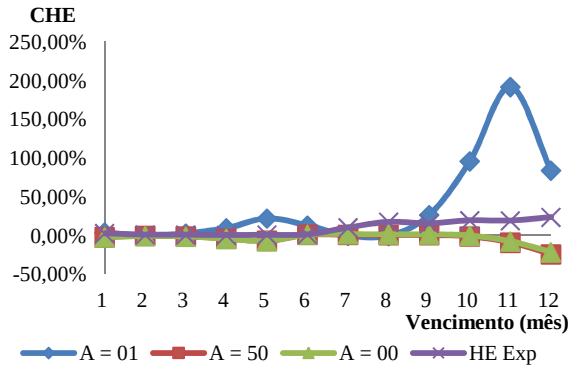
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 122. CHE MV Período 2 Uva



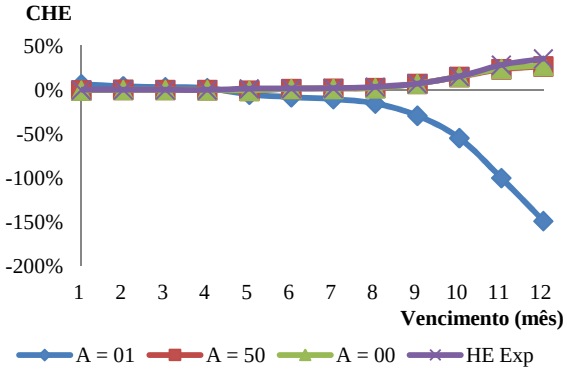
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 123. CHE MV Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 124. CHE MV Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

A respeito da uva, as Figuras 121 a 124 mostram seus resultados análogos aos já vistos pelas Figuras 68 a 71, juntamente com os graus de aversão às perdas. Tal como no melão, somente não ocorreu a violação da referida hipótese no Período 2, verificando-se, portanto, que quanto maior a propensão à perdas, pior é a efetividade do cross-hedge.

No Período 1, a efetividade do hedge para a mínima aversão às perdas foi positiva e crescente, à medida que o prazo de vencimento aumentava. No Período 3, tal efetividade não foi positiva somente nos vencimentos em 02, 07 e 08 meses, mas mostrou-se superior nos demais, inclusive em comparação com a situação de máxima aversão às perdas. E no Período 4, a efetividade do hedge para a mínima aversão às perdas somente foi positiva nos vencimentos de 01 a 04 meses.

Contudo, tal rendimento mostrou-se decrescente com o aumento do prazo de vencimento, tornando-se negativo e inferior à efetividade do hedge apresentada pela situação de máxima aversão às perdas.

Repetindo-se o mesmo procedimento realizado para a manga e o melão, a Tabela 19 mostra os dados das razões ótimas calculadas dentro (H_d) e fora (H_f) do período, e as efetividades de hedge HE_d e HE_f para dados fora do período quando empregados H_d e H_f, respectivamente, na situação de mínima aversão às perdas, para o caso da uva.

No Período 1, é percebida uma igualdade estatística entre as séries H_d e H_f (*p-value* Teste-T = 0,122), o que se refletiu na proximidade de suas efetividades nos dados fora do período (*p-value* Teste-T = 0,873), apontando para a existência da persistência inter-períodos. Ademais, conforme o prazo de vencimento aumenta, foi observado que também a efetividade do cross-hedge aumentava, particularmente para o vencimento em 12 meses.

Contudo, a persistência inter-períodos antes detectada no Período 1 não se repetiu no Período 2, uma vez que houve uma mudança na preferência dos dados fora do período, de posições ótimas de hedge vendidas para compradas. E isso resultou em efetividades de cross-hedge negativas para H_d em todos os prazos de vencimento.

No Período 3, a 1% de significância, a igualdade estatística entre H_d e H_f voltou a ocorrer (*p-value* Teste-T = 0,028), tornando-se também próximas as suas respectivas efetividades de hedge (*p-value* Teste-T = 0,851) e constatando o retorno da persistência inter-períodos, com posições de cross-hedge compradas.

Por outro lado, uma nova descontinuidade na persistência inter-períodos é vista no Período 4, dado que a efetividade de H_d diminui conforme o tamanho do período aumenta, uma vez que as expectativas de cross-hedge nos dados fora do período mudam a partir do vencimento em 05 meses, de posições compradas para vendidas.

Tabela 19. Resultados de H e HE para a Uva, com mínima aversão à perdas

Esta tabela traz as razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE), calculados com dados dentro(d) e fora(f) do período, para o cross-hedge da uva, pela abordagem da Média-Variância com A=01 (equações 44 e 46).

Prazo (mês)	PERÍODO 1				PERÍODO 2			
	H_d	H_f	HE_d	HE_f	H_d	H_f	HE_d	HE_f
1	-0,0430	-0,0236	0,50%	1,58%	-0,0381	0,0881	-103,33%	98,30%
2	-0,0273	-0,0211	2,35%	2,57%	-0,0260	0,0866	-99,74%	144,27%
3	-0,0260	-0,0258	4,29%	4,29%	-0,0260	0,0919	-302,47%	468,32%
4	-0,0312	-0,0245	4,81%	5,19%	-0,0300	0,0928	-374,34%	498,95%
5	-0,0333	-0,0244	6,15%	7,08%	-0,0315	0,0930	-596,64%	753,52%
6	-0,0334	-0,0233	6,51%	8,02%	-0,0311	0,0875	-1453,65%	1738,43%
7	-0,0382	-0,0273	12,99%	15,48%	-0,0352	0,0864	-604,91%	616,16%
8	-0,0443	-0,0327	21,95%	25,08%	-0,0406	0,0857	-603,52%	514,68%
9	-0,0464	-0,0370	39,48%	42,22%	-0,0431	0,0812	-599,36%	446,07%
10	-0,0400	-0,0416	56,62%	56,71%	-0,0405	0,0793	-535,04%	417,08%
11	-0,0285	-0,0367	114,21%	120,32%	-0,0317	0,0754	-369,86%	363,47%
12	-0,0211	-0,0357	401,00%	481,82%	-0,0269	0,0708	-306,69%	338,56%
Prazo (mês)	**PERÍODO 3**				**PERÍODO 4**			
	H_d	H_f	HE_d	HE_f	H_d	H_f	HE_d	HE_f
1	0,0194	0,0137	3,94%	4,77%	0,0146	0,0319	6,45%	9,14%
2	0,0168	0,0082	-0,28%	3,55%	0,0094	0,0264	4,25%	7,26%
3	0,0141	0,0083	2,59%	5,13%	0,0090	0,0186	3,28%	4,48%
4	0,0104	0,0092	9,27%	9,44%	0,0092	0,0098	2,06%	2,07%
5	0,0109	0,0118	22,00%	22,13%	0,0113	-0,0008	-5,15%	0,02%
6	0,0144	0,0100	12,81%	15,91%	0,0099	-0,0028	-8,10%	0,41%
7	0,0185	0,0092	-0,18%	13,26%	0,0093	-0,0048	-10,41%	1,35%
8	0,0201	0,0099	-0,46%	11,01%	0,0095	-0,0074	-15,27%	3,58%
9	0,0207	0,0150	26,56%	31,09%	0,0123	-0,0111	-29,22%	8,44%
10	0,0225	0,0180	96,04%	102,50%	0,0136	-0,0146	-54,50%	20,04%
11	0,0255	0,0213	192,00%	199,44%	0,0155	-0,0174	-99,79%	38,89%
12	0,0264	0,0240	83,99%	84,84%	0,0166	-0,0174	-148,70%	52,73%

Fonte: Dados da pesquisa.

E mais uma vez, vale salientar que os valores acima de 100% observados em HE_d e HE_f na Tabela 20 são devido à mudança de valores negativos para positivos, quando empregado *H* ótimo em substituição a H = 0, na procura pela maximização da equação (43).

4.3.3 Resultados para os contratos futuros – BEKK-GARCH

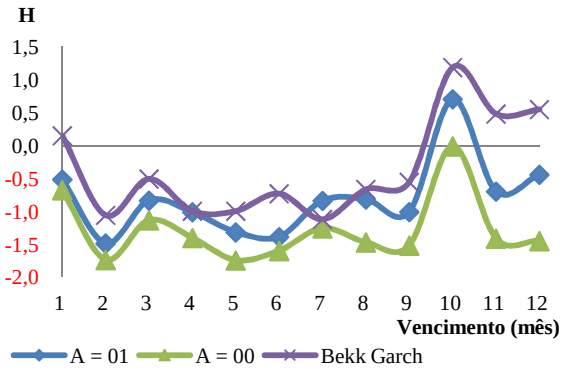
Nesta seção, são mostradas as razões ótimas/efetividade do hedge referentes aos contratos futuros para as frutas selecionadas, agora num contexto dinâmico, cujo *H* varia no tempo em decorrência da heterocedasticidade do binômio variância-covariância entre as séries de preços *spot* e futuros. Para o cálculo da razão ótima *H*, foi empregada a equação (72),

enquanto que para o cálculo da efetividade do hedge HE, utilizou-se a equação (34) para cada instante de tempo mensal nos períodos.

A respeito dos resultados da Manga, as Figuras 125 a 128 mostram os resultados médios das razões ótimas *H* obtidas dentro do período pela abordagem BEKK-GARCH (BG), por período e prazo de vencimento. Para título de comparação, também foram adicionados às referidas figuras os resultados da abordagem da Média-Variância (MV), considerando os graus mínimos e máximos de aversão às perdas.

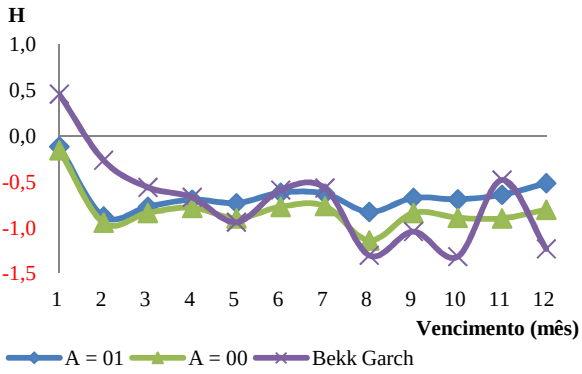
No Período 1, foi constatada uma diferença estatística pelo teste T de Student bicaudal, ao nível de 1% de significância (*p-value* = 0,002), entre os valores obtidos pelas abordagens BG e MV, com A = ∞ (máxima aversão às perdas), apontando para a não convergência de seus resultados. Por outro lado, as razões ótimas *H* vistas na abordagem BG tendem a estar em posições mais arriscadas e próximas que às indicadas pelo modelo MV, quando A = 01 (mínima aversão às perdas).

Figura 125. H BG Período 1 Manga



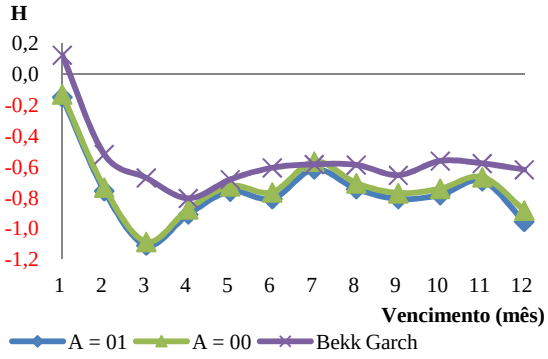
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 126.H BG Período 2 Manga



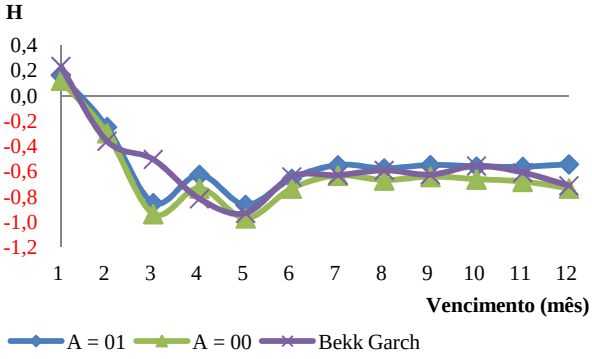
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 127. H BG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 128.H BG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

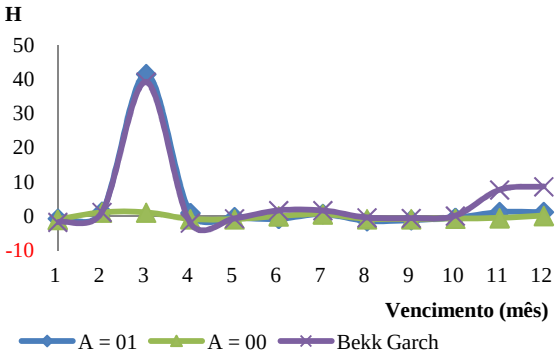
Contudo, como consequência do aumento do tamanho do período ocorrido nas Figuras 126 a 128, é percebida uma aproximação entre os valores das razões ótimas *H* obtidos nas

abordagens BG e MV, confirmados pelo teste T de Student bicaudal, a 1% de significância: *p-value* Período 2 = 0,534; *p-value* Período 3 = 0,102; *p-value* Período 4 = 0,563.

Isto refletiu a sensibilidade da abordagem BG com o aumento do tamanho do período no caso da Manga, indicando a sua convergência para a abordagem da Variância Mínima (VM), representada nas figuras pela abordagem MV quando A = ∞. E ainda que as médias de suas razões ótimas *H* tenham crescido com o aumento do prazo de vencimento, elas não convergiram para o hedge total, rejeitando assim a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), de que *H* tende ao hedge total à medida que o prazo de vencimento aumenta.

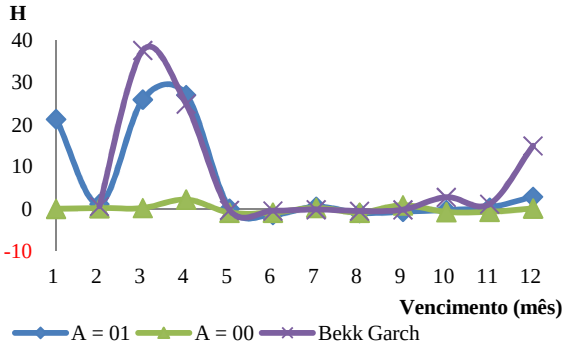
Em relação ao Melão, as Figuras 129 a 132 apresentam os valores médios das razões ótimas *H* obtidas dentro do período pela abordagem BG, por período e prazo de vencimento.

Figura 129. H BG Período 1 Melão



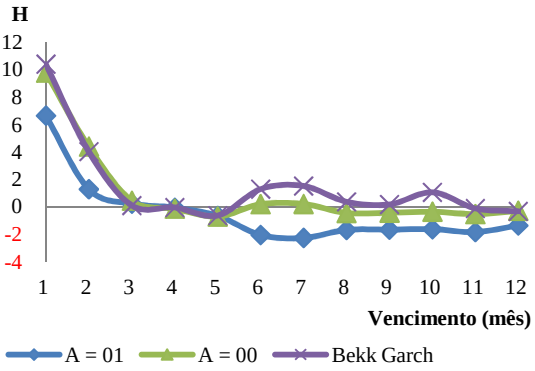
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 130.H BG Período 2 Melão



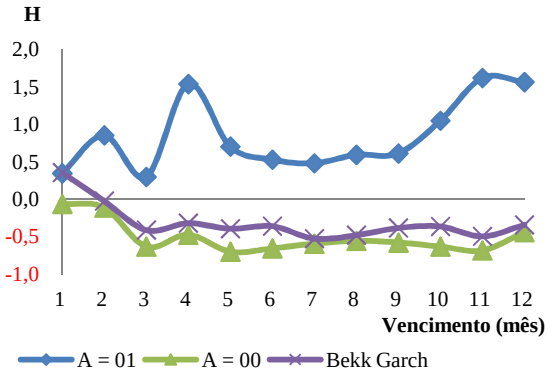
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 131. H BG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 132.H BG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

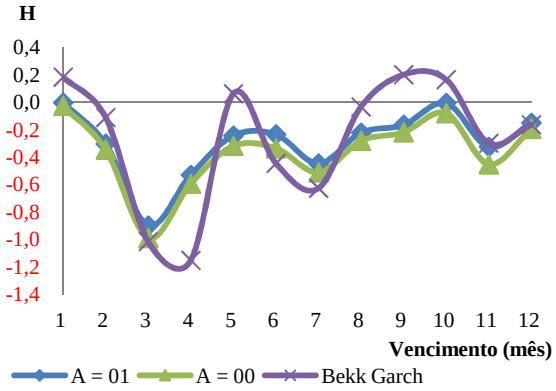
Ainda que haja a presença de *outliers*, foi possível confirmar pelo teste T de Student bicaudal, a 1% de significância, a proximidade entre os valores obtidos pelas abordagens BG e MV, com A = ∞, em todos os casos: Período 1 (*p-value* = 0,176); Período 2 (*p-value* = 0,092); Período 3 (*p-value* = 0,717); Período 4 (*p-value* = 0,047). Tais resultados mostram, no caso do Melão, a convergência das razões ótimas médias de H da abordagem BG para com os

valores obtidos pela abordagem da Variância Mínima (VM), indicada nas figuras pela abordagem MV quando A = ∞.

Para o caso da Uva, as Figuras 133 a 136 ilustram os valores médios das razões ótimas *H* obtidas dentro do período pela abordagem BG, por período e prazo de vencimento.

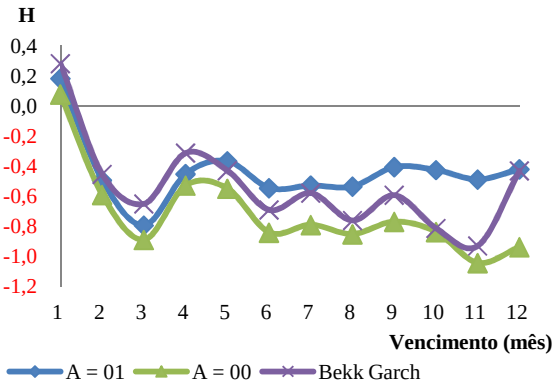
No Período 1, apesar de graficamente aparentar existir uma divergência entre os valores obtidos nas abordagem BG e MV, com A = ∞, o teste T de Student, a 1% de significância, revelou justamente o contrário, apontando sim para a ocorrência de uma convergência estatística entre tais abordagens de hedging (*p-value* = 0,553). O mesmo resultado também foi encontrado para os demais casos: Período 2 (*p-value* = 0,155); Período 3 (*p-value* = 0,091); Período 4 (*p-valu*e = 0,208).

Figura 133. H BG Período 1 Uva



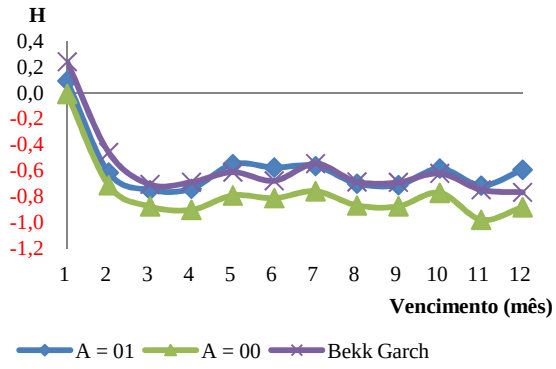
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 134. H BG Período 2 Uva



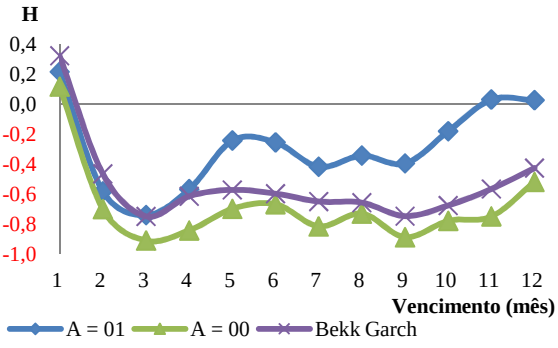
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 135. H BG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 136. H BG Período 4 Uva



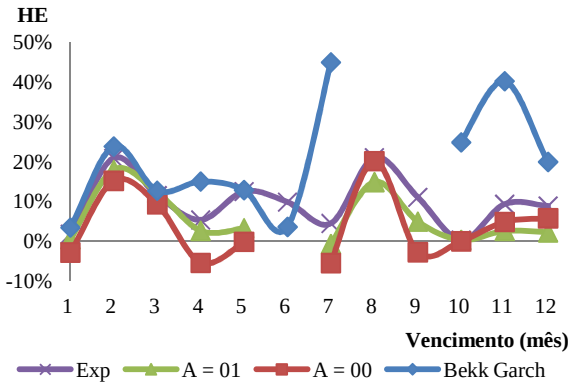
Fonte: Dados da pesquisa.

Neste quesito, a vantagem esperada da abordagem BEKK-GARCH está no contínuo reajuste de sua razão ótima *H* conforme novas informações de mercado são refletidas nas variações de suas séries de preços *spot* e futuros, o que não acontece quando as abordagens são estáticas, que é o caso da Variância Mínima e Média-Variância, cuja razão ótima *H* permanece inalterada, mesmo com reflexo de novas informações de mercado nos preços.

Logo, é hipotetizado um melhor desempenho médio do hedge da abordagem dinâmica sobre as abordagens estáticas, fundamentado no melhor ajuste da razão ótima *H* ao contexto dos mercados spot e futuros das frutas em análise.

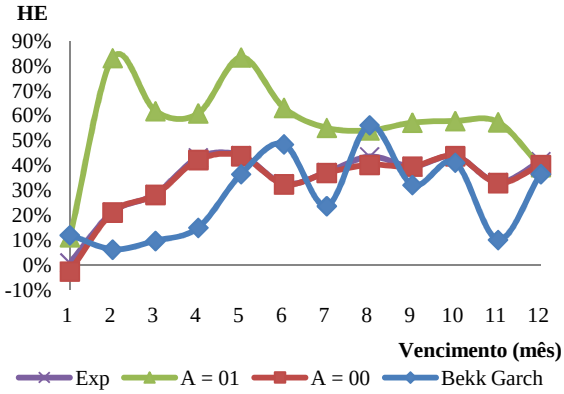
Dito isso, são mostrados em seguida, para os dados fora do período, os resultados da efetividade média do hedge da abordagem BEKK-GARCH, comparando-os com os resultados obtidos na abordagem Média-Variância (com A = 01 e ∞), bem como com a efetividade do hedge esperada (Exp) na abordagem da Variância Mínima, para funcionar como parâmetro de *benchmarking*. As Figuras 137 a 140 mostram os resultados obtidos para a Manga.

Figura 137. HE BG Período 1 Manga



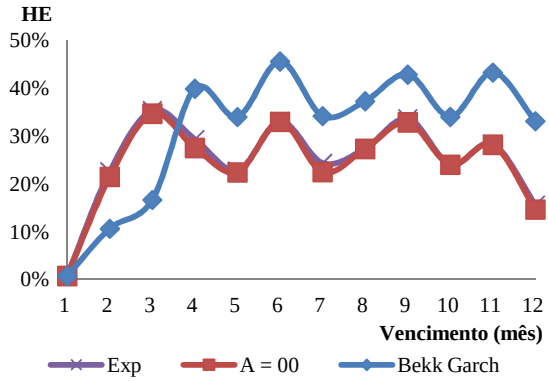
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 138. HE BG Período 1 Manga



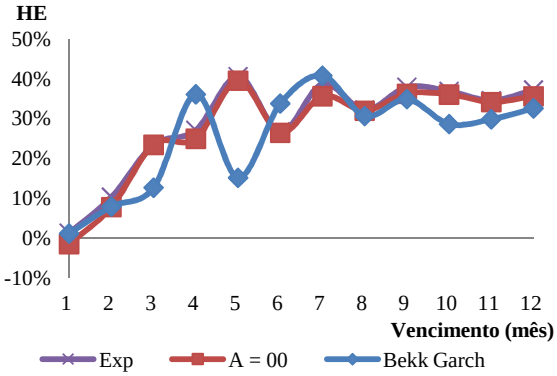
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 139. HE BG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 140. HE BG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

No Período 1, a efetividade do hedge (HE) da abordagem BEKK-GARCH foi a que apresentou os melhores resultados em 10 dos 12 prazos de vencimento. As exceções ocorreram nos vencimentos de 08 e 09 meses, cujas HE foram inconsistentes nos dados fora do período porque a variância condicional das variações dos preços futuros tornou-se negativa, violando assim os pressupostos do modelo BEKK-GARCH. Estatisticamente, tais resultados são diferentes dos obtidos pela abordagem da Variância Mínima (A = ∞), conforme atestou o teste T de Student bicaudal, a 1% de significância (*p-value* = 0,006).

Já no Período 2, prevaleceu o desempenho da abordagem MV com A = 01. O modelo BEKK-GARCH somente foi superior nos vencimentos de 01 e 08 meses. Ainda que seus resultados de HE sejam estatisticamente semelhantes aos da abordagem da Variância Mínima (*p-value* T de Student bicaudal = 0,348), o modelo BEKK-GARCH somente foi superior no vencimento em 06 meses, além dos anteriores já citados.

No Período 3, a abordagem da Variância Mínima (VM) obteve os melhores desempenhos na HE nos vencimentos de 01 a 03 meses, estando bem próximos do *benchmarking*. Contudo, a partir do vencimento em 04 meses, o modelo BEKK-GARCH revelou ser a melhor abordagem para o hedge, superando inclusive o *benchmarking*, ainda que estatisticamente os resultados sejam semelhantes aos da VM (*p-value* T de Student bicaudal = 0,173). E na Figura 139, os resultados para a abordagem MV (A = 01) foram retirados para facilitar a comparação, dado que todas as HE são negativas e atestadas pela Figura 88.

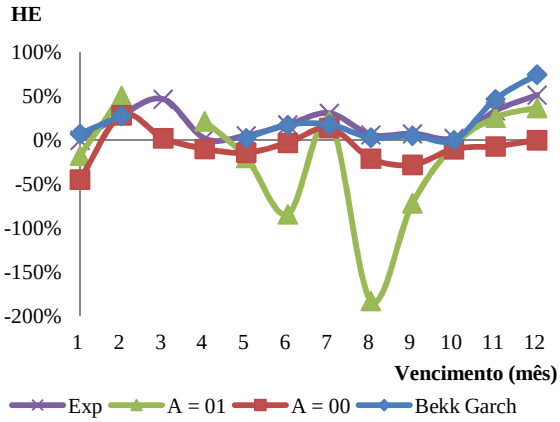
E no Período 4, foi observado certo "equilíbrio" entre as abordagens BEKK-GARCH e VM, uma vez que a primeira foi superior em cinco vencimentos (1, 2, 4, 6 e 7 meses), enquanto que a segunda foi superior em sete vencimentos (3, 5, 8 a 12 meses). E tal como nos períodos 2 e 3, os resultados entre tais abordagens são estatisticamente iguais (*p-value* T de Student bicaudal = 0,678).

No caso do melão, as figuras 141 a 144 indicam seus resultados para a efetividade do hedge, com dados fora do período, apresentando situações distintas nos quatro períodos. No Período 1, o modelo BEKK-GARCH foi o mais efetivo em 08 dos 12 vencimentos.

No caso dos vencimentos em 03 e 04 meses, suas HE foram inconsistentes nos dados fora do período porque as variâncias condicionais das variações dos preços spot e futuros tornaram-se negativas, violando, portanto, os pressupostos deste modelo. E estatisticamente, tais resultados são diferentes dos obtidos pela abordagem da Variância Mínima (A = ∞), segundo o teste T de Student bicaudal, a 1% de significância (*p-value* = 0,008).

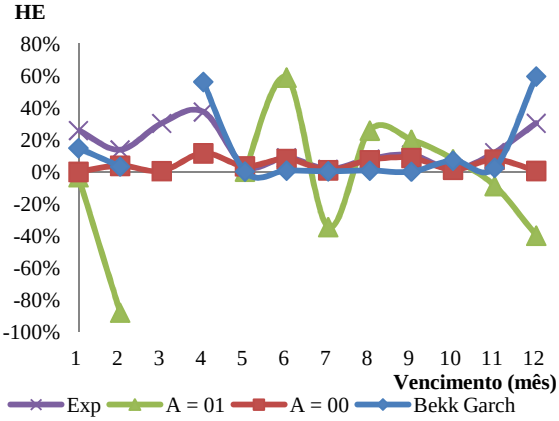
Já no Período 2, o modelo BEKK-GARCH foi o mais efetivo somente em 03 dos 12 vencimentos (01, 04 e 12 meses). No caso dos vencimentos em 03, sua HE foi inconsistente nos dados fora do período porque a variância condicional das variações dos preços futuros tornou-se negativa, contravindo os pressupostos deste modelo. Por outro lado, o modelo da Variância Mínima (A = ∞) foi o mais efetivo em 05 dos 12 vencimentos (02, 03, 05, 07 e 11 meses), seguido do modelo da Média-Variância, sendo o mais efetivo em 04 dos 12 vencimentos (06, 08, 09, e 10 meses). Contudo, estatisticamente os resultados mostrados entre os modelos BEKK-GARCH e Variância Mínima são semelhantes, conforme o teste T de Student Bicaudal, a 1% de significância (*p-value* = 0,231).

Figura 141. HE BG Período 1 Melão



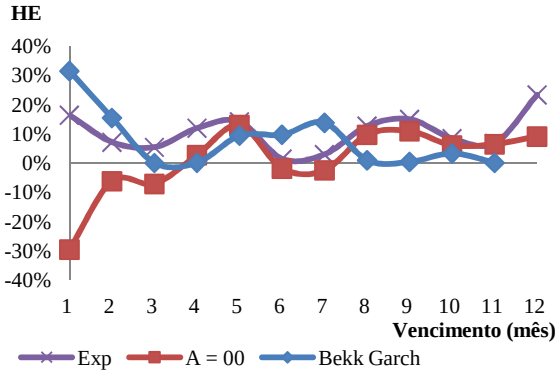
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 142. HE BG Período 2 Melão



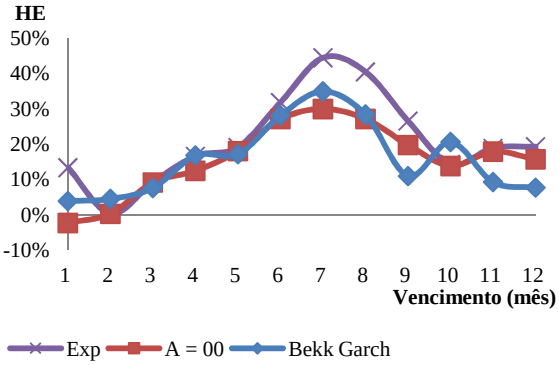
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 143. HE BG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 144. HE BG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

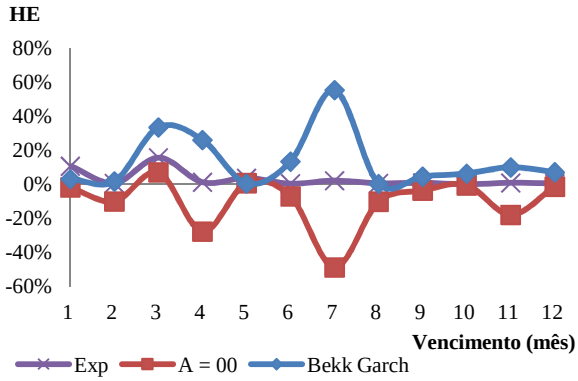
Para o Período 3, o modelo BEKK-GARCH somente foi efetivo em 04 dos 12 vencimentos (01, 02, 06 e 07 meses). No vencimento em 12 meses, seus resultados para a HE foram inconsistentes nos dados fora do período, devido à variância condicional das variações dos preços spot ter sido negativa, contrariando desse modo os pressupostos do modelo. Novamente, a abordagem da Variância Mínima (VM) obteve os melhores desempenhos na HE em 07 dos 12 vencimentos testados (04, 05, 08 a 12 meses), ainda que estatisticamente seus resultados sejam semelhantes aos do modelo BEKK-GARCH (*p-value* T de Student bicaudal = 0,145). Tal como anteriormente, os resultados para a abordagem MV (A = 01) foram retirados da Figura 143 para facilitar a comparação, dado que 09 das12 HE calculadas são negativas, já mostradas pela Figura 92.

No caso do Período 4, conforme já visto para a manga, foi observado novamente certo "equilíbrio" entre as abordagens BEKK-GARCH e VM, uma vez que a primeira foi superior em seis vencimentos (2, 4, 6, 7, 8 e 10 meses), enquanto que a segunda foi superior em cinco vencimentos (3, 5, 9, 11 e 12 meses). E semelhante aos períodos 2 e 3, os resultados entre tais abordagens são estatisticamente iguais (*p-value* T de Student bicaudal = 0,984).

A respeito da efetividade do hedge (HE) do modelo BEKK-GARCH para o caso da uva, as Figuras 145 a 148 mostram tais resultados, por período e prazo de vencimento, comparando-os com os resultados obtidos pela abordagem Média-Variância, considerando os graus de mínima (A = 01) e máxima (A = ∞) aversão às perdas.

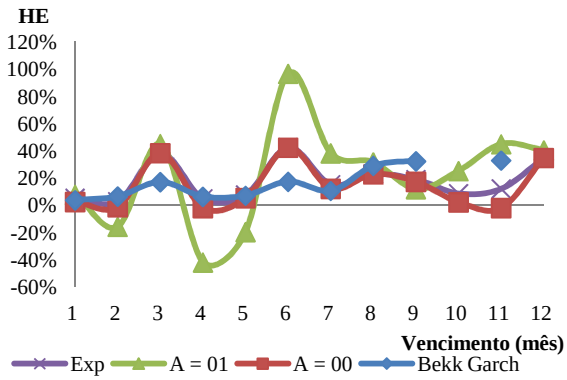
Sobre o Período 1, o modelo BEKK-GARCH teve a melhor HE em todos os vencimentos, superando inclusive em várias situações a efetividade esperada.

Figura 145. HE BG Período 1 Uva



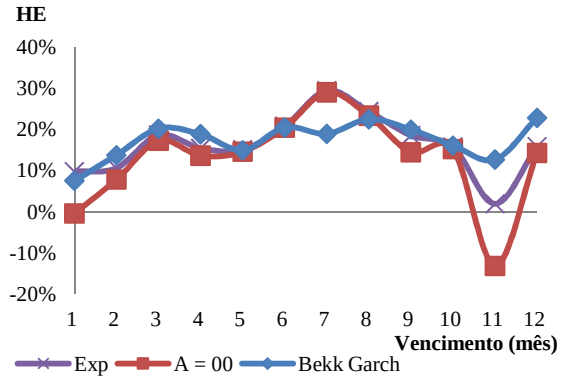
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 146. HE BG Período 2 Uva



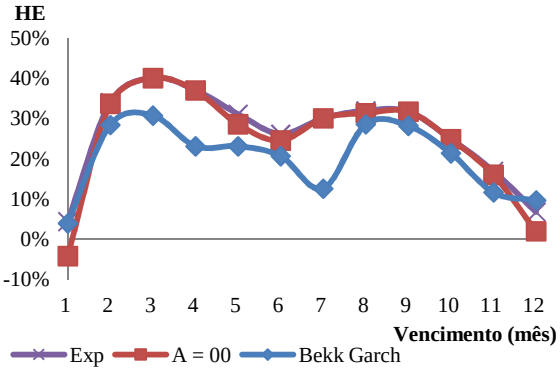
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 147. HE BG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 148. HE BG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto aos resultados da abordagem MV (com A = 01), eles foram retirados da Figura 145 para facilitar a comparação, porque em 11 de 12 vencimentos as suas HE foram negativas, além de conter *outliers* em sua série de dados. E em termos estatísticos, os valores de HE obtidos nos modelos BEKK-GARCH e da Variância Mínima são diferentes entre si (*p-value* T de Student bicaudal = 0,002), rejeitando a hipótese de convergência de seus dados.

No Período 2, o modelo BEKK-GARCH obteve os melhores resultados somente em 04 dos 12 vencimentos (2, 4, 5 e 9 meses), enquanto que a abordagem MV (com A = 01) foi superior nos 08 vencimentos mensais restantes. A abordagem da Variância Mínima, por conseguinte, não foi superior em nenhum dos vencimentos citados.

Ademais, os valores para os vencimentos em 10 e 12 meses no modelo BEKK-GARCH não foram computados por causa da variância condicional das variações dos preços futuros ter sido negativa, o que contrariou os pressupostos do referido modelo. Todavia, foi comprovada a semelhança estatística entre as abordagens BEKK-GARCH e Variância Mínima (*p-value* T de Student bicaudal = 0,754), confirmando a hipótese de convergência entre seus valores de efetividade do hedge.

Em relação à Período 3, a respeito da efetividade do hedge, o modelo BEKK-GARCH foi superior às demais abordagens de hedge em 10 dos 12 vencimentos, enquanto que a abordagem da Variância Mínima (A = ∞) só foi melhor em dois desses vencimentos (07 e 08 meses). Já os resultados da abordagem MV (com A = 01) foram omitidos da Figura 147 para facilitar a sua compreensão, dado que em sua maioria eles são negativos, e tal série de dados possui *outliers*, conforme já observado na Figura 96. Por outro lado, também foi confirmada nesse período a semelhança estatística entre as efetividades de hedge entre os modelos BEKK-GARCH e Variância Mínima (*p-value* T de Student bicaudal = 0,228), confirmando novamente a hipótese de convergência entre seus valores.

E sobre o Período 4, diferentemente do visto para a manga e o melão, não aconteceu um "equilíbrio esperado" entre as abordagens BEKK-GARCH e VM, uma vez que a primeira foi superior somente em dois vencimentos (1 e 12 meses), enquanto que a segunda foi superior em dez vencimentos (2 a 11 meses). E análogo aos períodos 2 e 3, os resultados entre tais abordagens são estatisticamente iguais (*p-value* T de Student bicaudal = 0,349).

Abaixo, as Figuras 149 a 152 mostram, por período, os resultados do cross-hedge entre os preços *spot* da manga e os preços futuros do petróleo, utilizando a abordagem BEKK-GARCH, comparando-a com os resultados obtidos pela abordagem da Média-Variância.

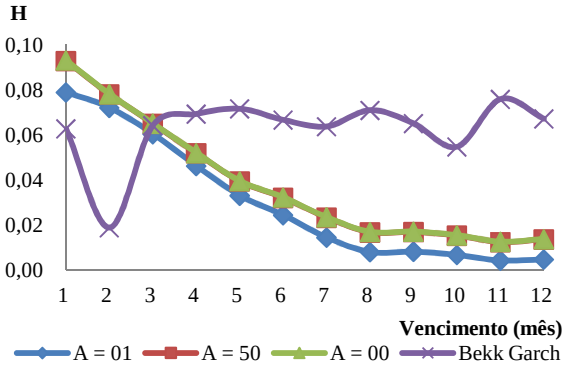
No Período 1, com exceção do vencimento em 02 meses, as razões ótimas de *H* aparentam certa estacionariedade em torno do valor de 6%, em posição comprada, à medida que o prazo de vencimento aumenta. Tal comportamento contrasta com os resultados observados para a abordagem da Média-Variância, que independente do grau de aversão à perdas, as razões ótimas de *H* diminuem com o aumento do vencimento dos contratos futuros.

O mesmo comportamento oscilatório também é visto nos períodos 2 e 3, com os valores das razões ótimas de *H* oscilando em torno de 1,5% e 1,1%, respectivamente.

Já no Período 4, as razões ótimas de *H* na abordagem BEKK-GARCH apresentam uma tendência de crescimento entre os vencimentos em 01 e 09 meses, sugerindo o acompanhamento da mesma tendência vista para a abordagem da Média-Variância, com mínima aversão à perdas (A = 01). Contudo, entre os vencimentos em 10 e 12 meses, ocorre

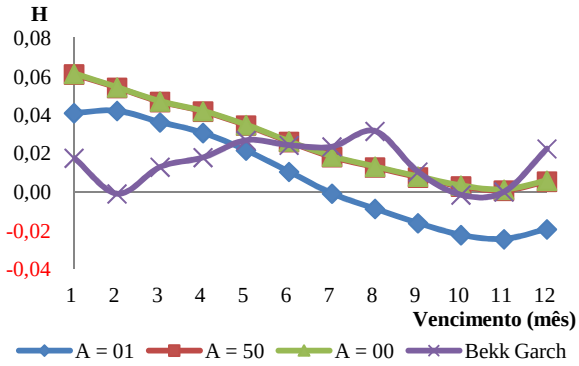
uma queda repentina de seus valores, passando a ter um comportamento similar à da abordagem Média-Variância com máxima aversão à perdas (A = ∞).

Figura 149. CH BG Período 1 Manga



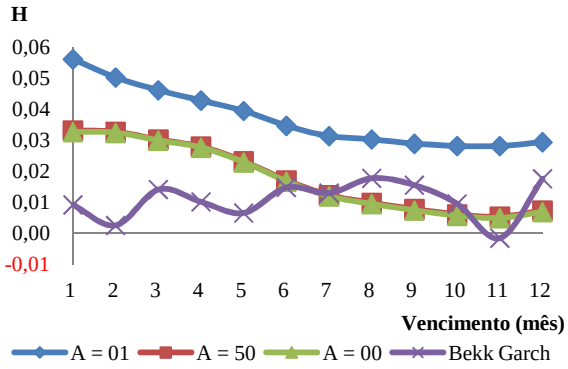
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 150. CH BG Período 2 Manga



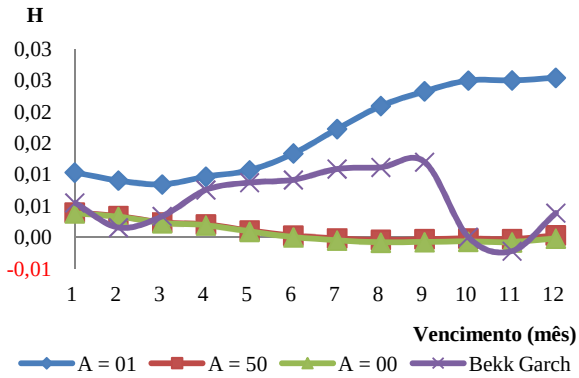
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 151. CH BG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 152. CH BG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

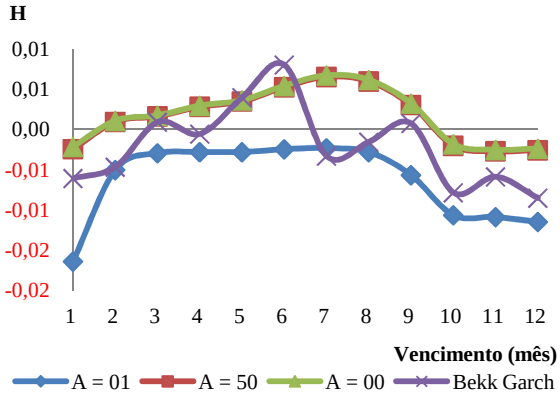
De maneira geral, os resultados das razões ótimas *H* para a manga, pela abordagem BEKK-GARCH, sugerem um comportamento oscilatório em torno de um valor médio, em posições compradas, porém decrescentes à medida que o tamanho do período cresce.

Nas Figuras 153 a 156, são apresentados os resultados do cross-hedge entre os preços *spot* do melão e os preços futuros do petróleo, também empregando a abordagem BEKK-GARCH e comparando com os resultados obtidos pela abordagem da Média-Variância.

Ademais, é visto nos períodos 1 a 4 que, à medida que o prazo de vencimento cresce, as razões ótimas de hedge para o modelo BEKK-GARCH vão aumentando (indo de posições vendidas para compradas), alcança seu valor máximo, tornando em seguida a decrescer, voltando a assumir posições vendidas ao se aproximar do vencimento em 12 meses.

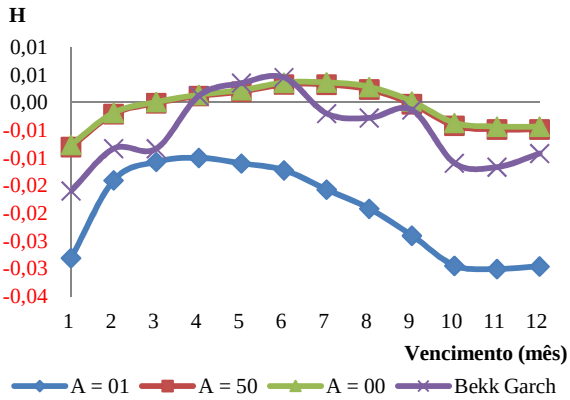
Entretanto, somente foi confirmada uma semelhança estatística entre tais séries de dados nos períodos 1, 2 e 4, conforme revela o Teste T de Student bicaudal, a 1% de significância (Período 1 *p-value* = 0,037; Período 2 *p-value* = 0,055; Período 3 *p-value* = 0,003; Período 4 *p-value* = 0,390).

Figura 153. CH BG Período 1 Melão



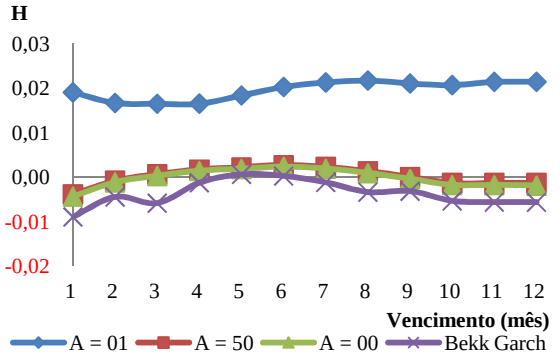
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 154. CH BG Período 2 Melão



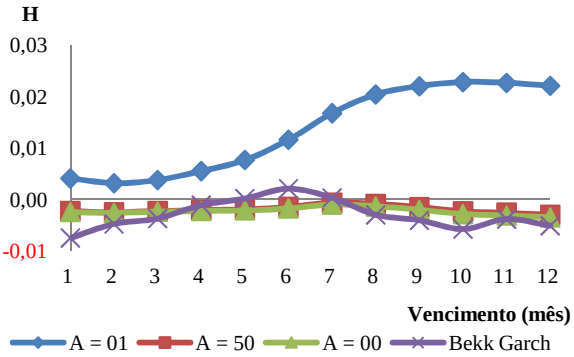
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 155. CH BG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

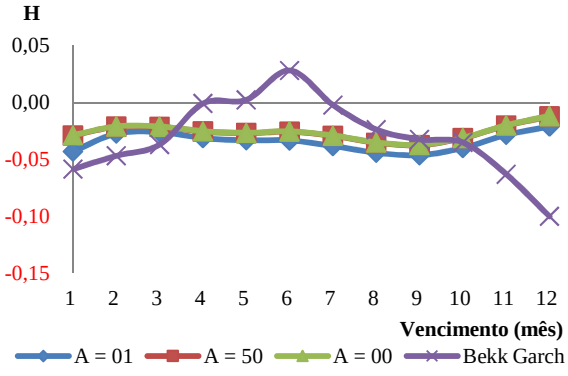
Figura 156. CH BG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

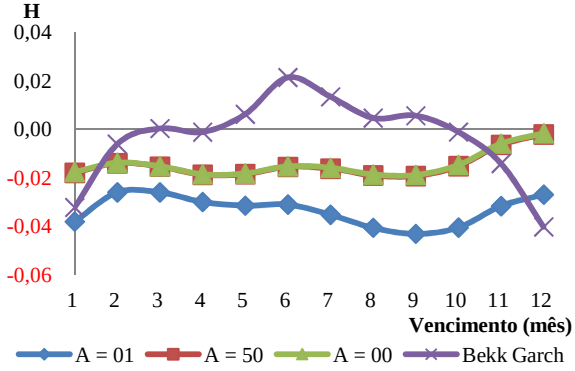
Em relação aos resultados do cross-hedge entre os preços *spot* da uva e os preços futuros do petróleo, via modelo BEKK-GARCH, estes são apresentados nas Figuras 157 a 160, juntamente com os resultados da abordagem Média-Variância, para fins de comparação.

Figura 157. CH BG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 158. CH BG Período 2 Uva

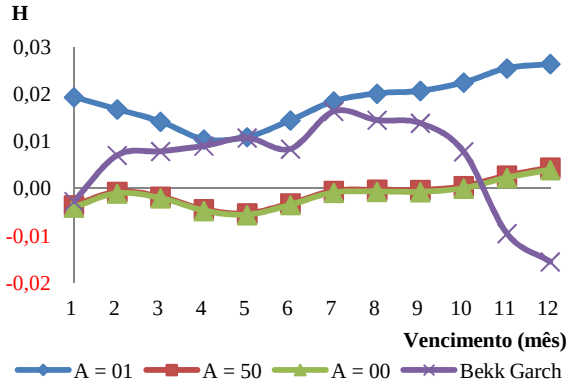


Fonte: Dados da pesquisa.

Graficamente, é percebido um padrão distinto e oscilatório das séries de razões ótimas *H* obtidas pelo modelo BEKK-GARCH ao compará-las com os valores das razões ótimas *H*

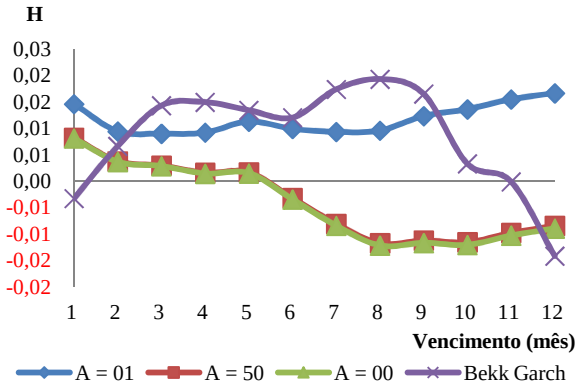
calculadas pela abordagem da Média-Variância, seja com mínima (A = 01) ou máxima (A = ∞) aversão às perdas.

Figura 159. CH BG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 160. CH BG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Semelhante ao ocorrido com o melão, à medida que o prazo de vencimento cresce, as razões ótimas *H* para a uva vão aumentando, saindo de posições vendidas para compradas, até alcançar seu valor máximo, para em seguida tornar a cair e retornar às posições vendidas, com a aproximação do vencimento em 12 meses.

Uma vez mostradas as razões ótimas *H* para o cross-hedge entre os preços *spot* das frutas e o preço futuro do petróleo, são apresentadas a seguir a efetividade do cross-hedge (CHE) obtidas por tais razões ótimas *H*, via modelo BEKK-GARCH, para dados fora do período. Tal como anteriormente, esses resultados serão comparados com os obtidos para a abordagem da Média-Variância na máxima aversão à perdas (A = ∞, que se torna a abordagem da Variância Mínima), para fins de observar o desempenho entre as abordagens estáticas e dinâmicas de hedge, que consideram a variância enquanto medida de risco.

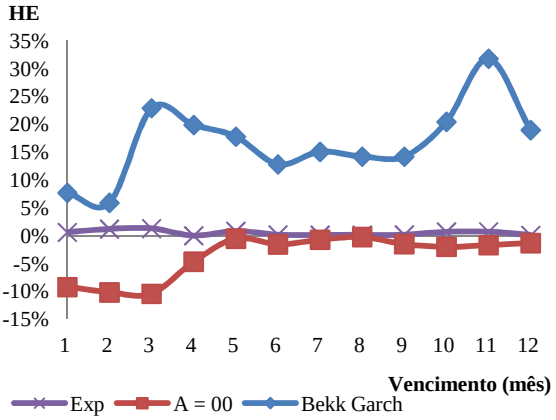
Nesse sentido, as Figuras 161 a 164 mostram os resultados da CHE para a manga via modelo BEKK-GARCH, comparando-os com os dados esperados e realizados na abordagem da Variância Mínima.

No Período 1, a efetividade do cross-hedge via modelo BEKK-GARCH foi superior aos resultados da Variância Mínima, inclusive quanto aos resultados esperados, em todos os prazos de vencimento. Seu melhor valor foi para o vencimento em 11 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 31,76%.

Para o Período 2, o modelo BEKK-GARCH (ver eixo das ordenadas à esquerda) foi superior ao da Variância Mínima (ver eixo das ordenadas à direita) em 10 dos 12 prazos de vencimento, bem como excedeu os resultados esperados em 08 deles. Seu melhor valor foi para o vencimento em 12 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 6,01%. É importante

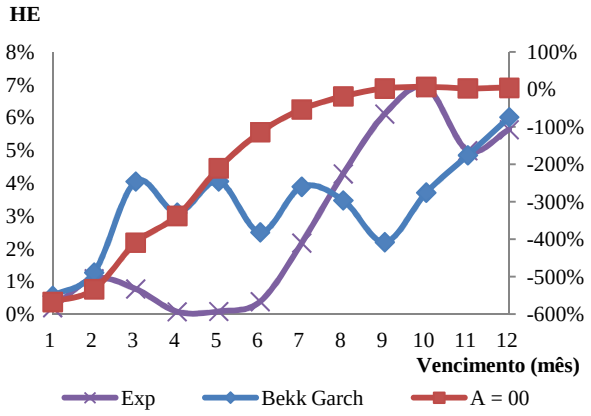
relembrar que a efetividade do cross-hedge, na abordagem da Variância Mínima, somente fica positivo a partir do vencimento em 09 meses.

Figura 161. CHE BG Período 1 Manga



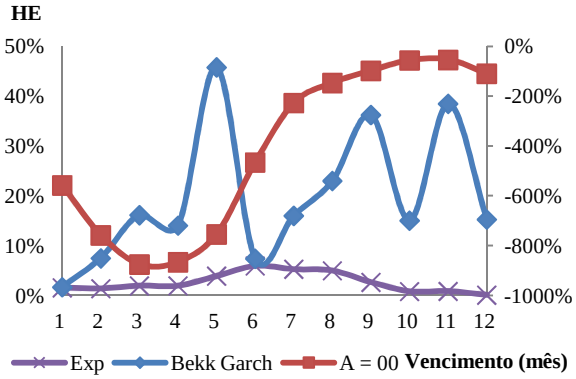
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 162. CHE BG Período 2 Manga



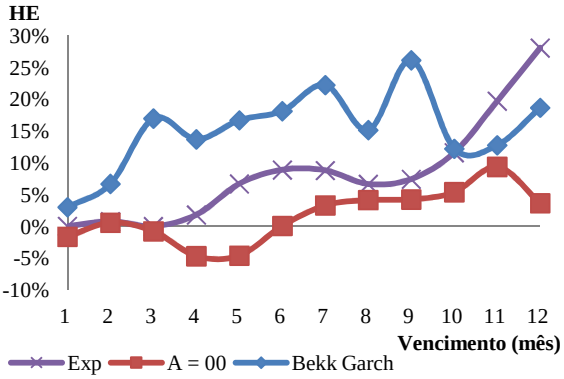
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 163. CHE BG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 164. CHE BG Período 4 Manga



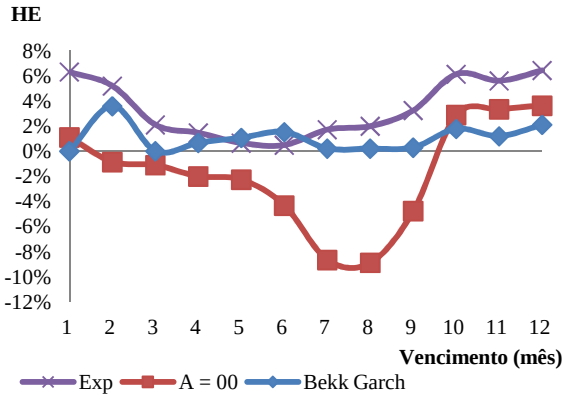
Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação à Período 3, semelhante ao ocorrido no Período 1, o modelo BEKK-GARCH foi melhor que os resultados da Variância Mínima, até mesmo para os resultados esperados, em todos os prazos de vencimento. Seu melhor valor foi para o vencimento em 05 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 45,80%. Vale ressaltar que, em todos os vencimentos, a abordagem da Variância Mínima teve efetividade do cross-hedge negativa.

E para o Período 4, também foi observada a superioridade do modelo BEKK-GARCH frente à abordagem da Variância Mínima, em todos os prazos de vencimento. Em 10 dos 12 vencimentos, o modelo BEKK-GARCH ultrapassou os resultados esperados para a abordagem da Variância Mínima. E seu melhor valor foi para o vencimento em 09 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 26,16%. Na média, os vencimentos em 05 e 11 meses foram os mais efetivos no cross-hedge, com valores respectivos de 21,09% e 21,98%.

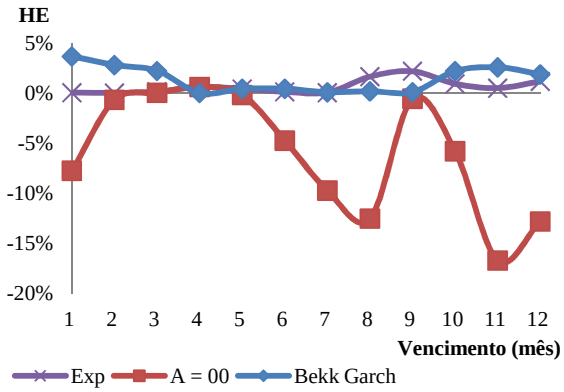
A seguir, as Figuras 165 a 168 mostram os resultados para a efetividade do cross-hedge entre o preço *spot* do melão e o preço futuro do petróleo, via modelo BEKK-GARCH.

Figura 165. CHE BG Período 1 Melão



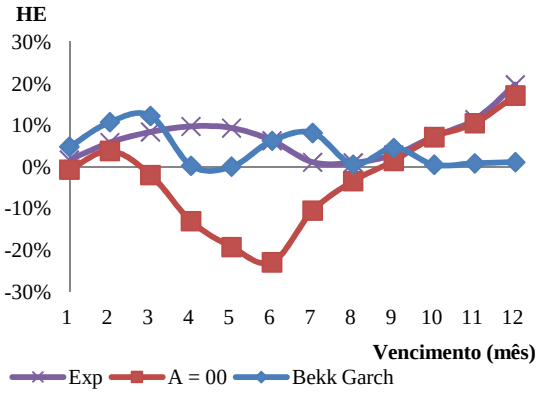
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 166. CHE BG Período 2 Melão



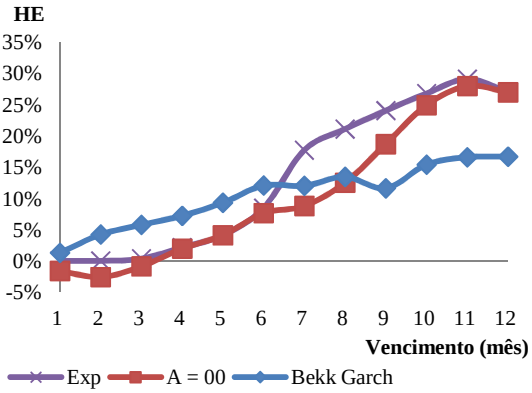
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 167. CHE BG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 168. CHE BG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Sobre o Período 1, a efetividade do cross-hedge via modelo BEKK-GARCH não foi possível de ser calculada para os dados fora do período nos vencimentos em 01 e 03 meses (os quais receberam valores iguais a zero), uma vez que a variância dos preços *spot* passou a ser negativa, apontando para uma violação do modelo e sua consequente inaplicabilidade.

Por outro lado, para os vencimentos em 02 meses e entre 04 e 09 meses, a efetividade do cross-hedge no modelo BEKK-GARCH foi superior à da abordagem da Variância Mínima, enquanto que esta última somente prevaleceu nos vencimentos entre 10 e 12 meses. Seu melhor valor foi para o vencimento em 02 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 3,58%.

No Período 2, o modelo BEKK-GARCH não foi possível de ser calculada para os dados fora do período no vencimento em 04 meses (o qual recebeu valor igual a zero), uma vez que a variância dos preços *spot* passou a ser negativa, apontando para uma violação do modelo e sua procedente inaplicabilidade.

Contudo, ele foi superior ao da Variância Mínima em 11 dos 12 prazos de vencimento, bem como excedeu os resultados esperados em 09 deles. Seu melhor valor foi para o

vencimento em 01 mês, com uma efetividade do cross-hedge de 3,66%. É importante relembrar que a efetividade do cross-hedge, a na abordagem da Variância Mínima, somente foi positiva nos vencimentos em 03 e 04 meses.

Tratando-se do Período 3, o modelo BEKK-GARCH foi melhor que os resultados da Variância Mínima, entre os prazos de 01 a 09 meses. Seu melhor valor foi para o vencimento em 03 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 12,21%. Vale ressaltar que, nos vencimentos, a abordagem da Variância Mínima foi superior ao modelo BEKK-GARCH entre os vencimentos de 10 a 12 meses.

Quanto à Período 4, também foi observada a superioridade do modelo BEKK-GARCH frente à abordagem da Variância Mínima em 08 dos 12 vencimentos. Por outro lado, a Variância Mínima foi superior justamente nos vencimentos de melhor desempenho (10 a 12 meses). Seu melhor valor foi para o vencimento em 12 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 16,69%. Na média, os vencimentos em 02, 11 e 12 meses foram os mais efetivos no cross-hedge, com valores respectivos de 5,33%, 5,31% e 5,45%.

Por fim, as Figuras 169 a 172 trazem os resultados para a efetividade do cross-hedge entre o preço *spot* da uva e o preço futuro do petróleo, pelo modelo BEKK-GARCH.

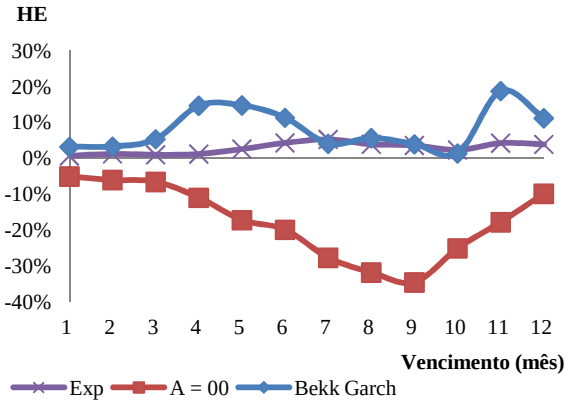
Para o Período 1, foi observado um resultado semelhante ao ocorrido com a manga: a efetividade do cross-hedge via modelo BEKK-GARCH foi melhor que os resultados da Variância Mínima (VM), em todos os prazos de vencimento.

Quanto aos resultados esperados para a abordagem VM, o modelo BEKK-GARCH foi superior em 10 dos 12 vencimentos. Seu melhor valor foi para o vencimento em 11 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 18,75%. Também é importante dizer que a efetividade do cross-hedge, na abordagem da Variância Mínima, é negativa em todos os vencimentos.

Sobre o Período 2, ocorre situação semelhante ao visto para o Período 1: o modelo BEKK-GARCH foi superior ao da Variância Mínima em todos vencimento, bem como excedeu os resultados esperados em 05 deles. Seu melhor valor foi para o vencimento em 11 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 17,38%.

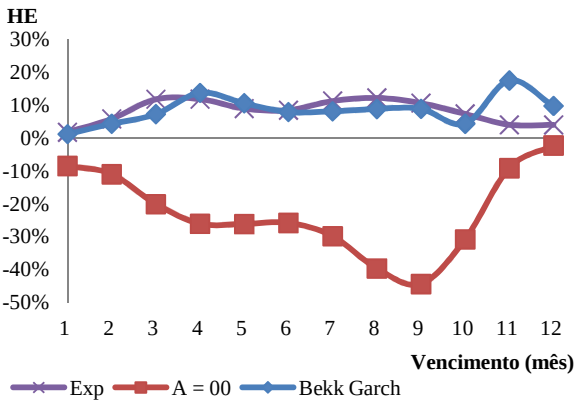
A respeito do Período 3, e tal qual aos ocorridos nos períodos 1 e 2, o modelo BEKK-GARCH foi melhor que os resultados da Variância Mínima, em todos os prazos de vencimento. Quanto aos resultados esperados, o modelo BEKK-GARCH foi superior em 10 dos 12 prazos de vencimento. Seu melhor valor foi para o vencimento em 11 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 34,29%.

Figura 169. CHE BG Período 1 Uva



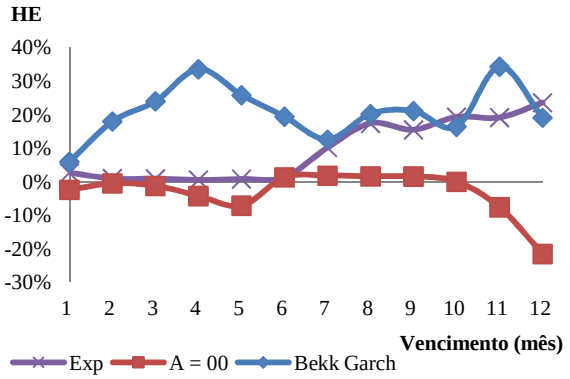
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 170. CHE BG Período 2 Uva



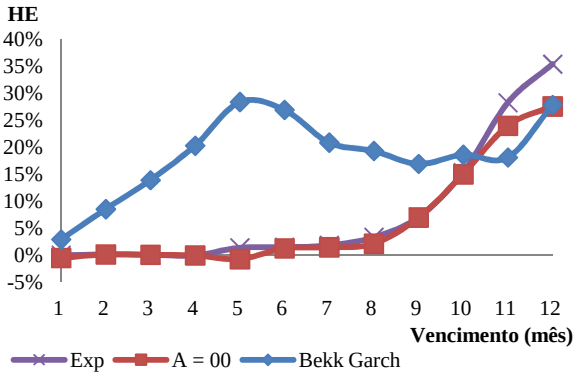
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 171. CHE BG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 172. CHE BG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

E para o Período 4, também foi observada a superioridade do modelo BEKK-GARCH frente à abordagem da Variância Mínima, em 10 dos 12 prazos de vencimento, incluindo até os resultados esperados para a abordagem da Variância Mínima. Seu melhor valor foi para o vencimento em 05 meses, com uma efetividade do cross-hedge de 28,41%. Na média, os vencimentos em 04 e 11 meses foram os mais efetivos no cross-hedge, com valores respectivos de 20,54% e 22,14%.

4.4 Resultados de contratos futuros de frutas (Dominância Estocástica)

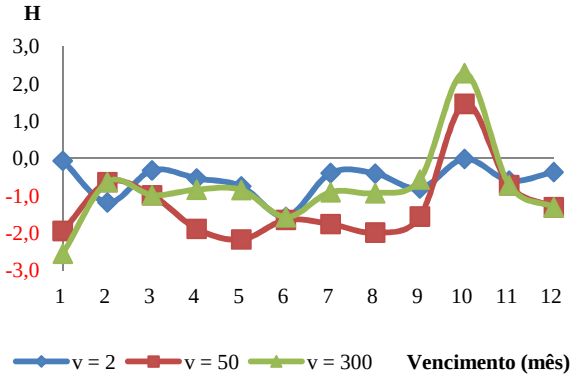
Nesta seção, são apresentados os resultados referentes à razão ótima e a efetividade do hedge para as abordagens estáticas que consideram o conceito de *dominância estocástica* como medida de risco, definidas na metodologia desta pesquisa (objetivo específico 3). Ademais, também são apresentados os resultados da razão ótima e efetividade do hedge

alusivos ao *cross-hedging* entre o contrato futuro do petróleo e as séries de frutas aqui selecionadas.

Nesta etapa de apresentação dos resultados, serão mostradas as razões ótimas de hedge (*H*) seja para minimizar a equação (57) ou para maximizar a equação (58), referentes à abordagem Média-Gini Estendida (MEG). Assim, as Figuras 173 a 180 mostram os valores ótimos de *H* obtidos para a manga, comentadas por período analisada.

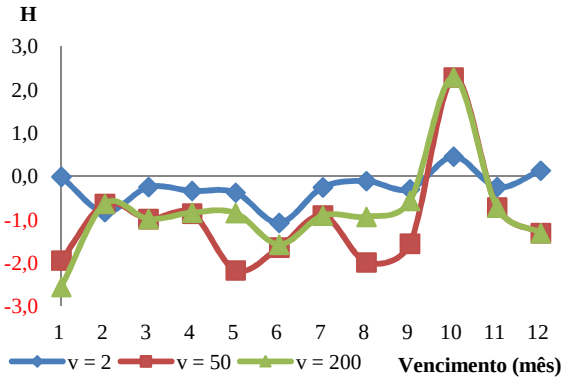
Para o Período 1, é percebida uma similaridade entre as séries das razões ótimas *H*, independente do aumento do grau de aversão à perdas, simbolizado pela letra grega ν (nu), nas Figuras 173 e 174.

Figura 173. H MEG Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 174. H U MEG Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Em termos estatísticos, empregou-se o teste ANOVA para verificar a hipótese nula de igualdade de médias entre as situações de mínima aversão à perdas (ν = 2), de grau de aversão à perdas ν = 50, e de máxima aversão à perdas, com ν = 300 para este fim.

Os resultados do teste ANOVA apontaram para a igualdade entre as médias das três situações de aversão à perdas, seja para a abordagem MEG [ver equação (57)] (*p-value* = 0,184), ou para a abordagem U MEG [ver equação (58)] (*p-value* = 0,148). Isto representou, para esse período (Jan/1989 a Dez/1993), uma "indiferença estatística" do investidor quanto ao grau de aversão à perdas.

Quanto à hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) de que os valores ótimos de *H* tendem para o *naïve hedge* (ou hedge total: *H* = 100%), com o aumento do prazo de vencimento, os valores mostrados nas Figuras 173 e 174 sugerem a rejeição desta hipótese, dado o comportamento oscilatório (ao invés de linear ou logarítmico) das séries de dados, principalmente nos maiores graus de aversão à perdas.

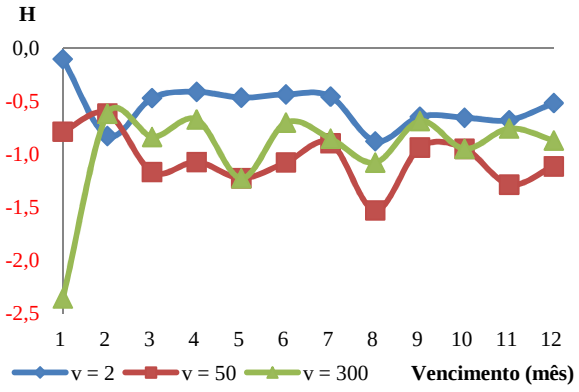
Para melhor compreender a disposição dos valores das séries de dados nas Figuras 173 e 174, empregou-se o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, de maneira a verificar

se a média (ou valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), conforme for a tendência das séries de dados. Como a média dos dados é negativa, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a -1.

Em relação à abordagem MEG, esta hipótese foi confirmada para ν = 50 (*p-value* = 0,385) e ν = 300 (*p-value* = 0,541), mas rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,008). Na abordagem U MEG, a referida hipótese também foi aceita para ν = 50 (*p-value* = 0,920) e ν = 300 (*p-value* = 0,541), porém rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,000). Estes resultados indicam que, no Período 1, o aumento do grau de aversão à perdas culminou no aumento médio das razões ótimas de hedge *H* (sendo estatisticamente iguais ao hedge total), e não o aumento do prazo de vencimento, dado que as correlações de Pearson, par a par, entre o prazo de vencimento e as razões ótimas *H*, vistas nas Figuras 173 e 174, são nulas.

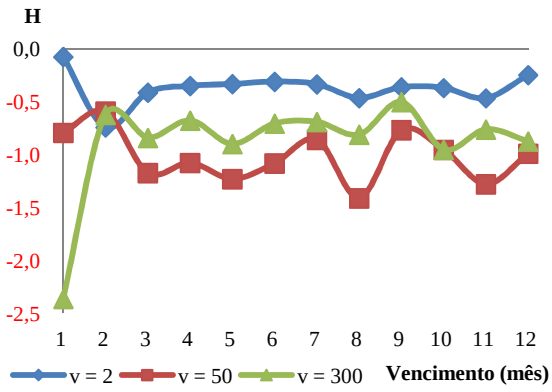
Já no Período 2, os resultados do teste ANOVA apontaram para a existência de médias diferentes tanto para a abordagem MEG (*p-value* = 0,001) como para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,000), entre Jan/1989 e Dez/1998. Em ambas as situações, foram as séries de dados com o grau de aversão mínima à perdas (ν = 2) que se mostraram diferentes das demais, conforme apontou o teste de Tukey, a 1% de significância.

Figura 175. H MEG Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 176. H U-MEG Período 2 Manga

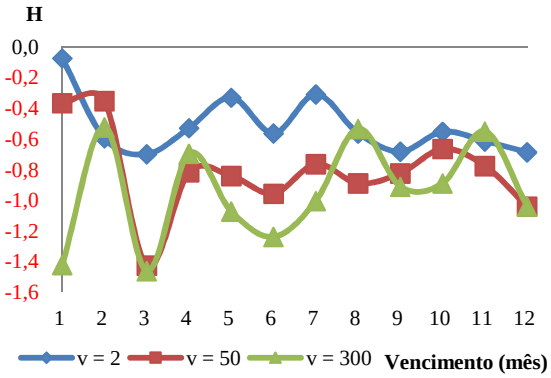


Fonte: Dados da pesquisa.

Tal como anteriormente empregado para se verificar a hipótese lançada por Chen, Lee e Shrestha (2004), utilizou-se o Teste T para uma amostra, de maneira a verificar se a média (ou valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), conforme for o comportamento das séries de dados. Como novamente a média dos dados é negativa e oscilatória, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a -1.

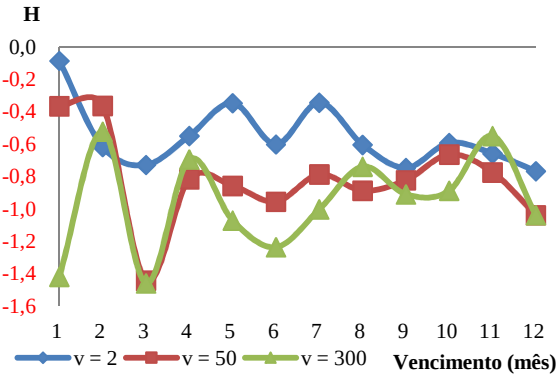
Para a abordagem MEG, esta hipótese foi confirmada para ν = 50 (*p-value* = 0,439) e ν = 300 (*p-value* = 0,818), mas rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,000). Na abordagem U MEG, a referida hipótese também foi aceita para ν = 50 (*p-value* = 0,851) e ν = 300 (*p-value* = 0,436), porém rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,000). Tais resultados mostram que, no Período 2, o aumento do grau de aversão à perdas culminou no aumento médio das razões ótimas de hedge *H* (sendo estatisticamente iguais ao hedge total), e não o aumento do prazo de vencimento, novamente por serem nulas as correlações de Pearson, par a par, entre o prazo de vencimento e as razões ótimas H, vistas nas Figuras 175 e 176.

Figura 177. H MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 178. H U-MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

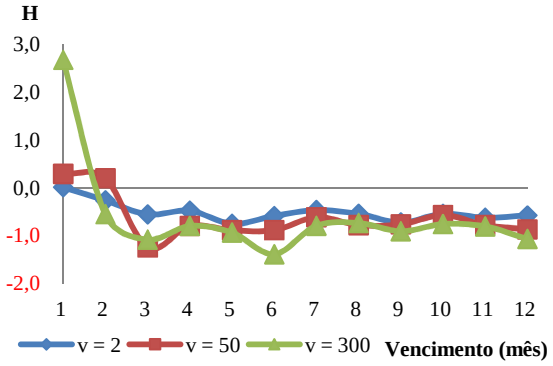
Tal como visto no Período 2, também foi identificada no Período 3 a ocorrência de médias diferentes tanto para a abordagem MEG (*p-value* = 0,002) como para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,003), entre Jan/1989 e Dez/2003. Em ambas as situações, foram as séries de dados com o grau de aversão mínima à perdas (ν = 2) que se mostraram diferentes das demais, conforme resultou o teste de Tukey, a 1% de significância.

Utilizando mais uma vez o Teste T para uma amostra, e comparando os dados vistos nas Figuras 177 e 178 com uma média populacional igual a -1, esta hipótese foi rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,000), ν = 50 (*p-value* = 0,042), mas confirmada para ν = 300 (*p-value* = 0,580), na abordagem MEG. Na abordagem U MEG, a referida hipótese também foi rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,000) e ν = 50 (*p-value* = 0,049), porém aceita para ν = 300 (*p-value* = 0,688).

Seguindo os resultados obtidos nos períodos 1 e 2, o aumento do grau de aversão à perdas, no Período 3, implicou no aumento médio das razões ótimas de hedge *H* (sendo estatisticamente iguais ao hedge total), e não o aumento do prazo de vencimento, mais uma vez por serem nulas as correlações de Pearson, par a par, entre o prazo de vencimento e as razões ótimas *H*, ilustradas nas Figuras 177 e 178.

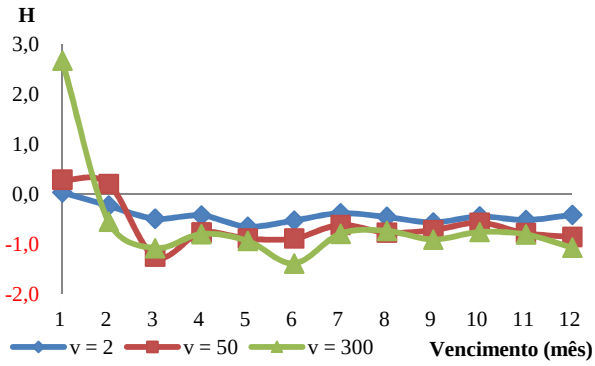
Por fim, no Período 4, esta repetiu a situação vista no Período 1, cujos resultados do teste ANOVA indicaram a igualdade entre as médias das três situações de aversão à perdas, seja para a abordagem MEG (*p-value* = 0,888), ou para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,712). Isto significou, para esse período (Jan/1989 a Dez/2008), uma "indiferença estatística" do investidor quanto ao grau de aversão à perdas.

Figura 179. H MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 180. H U-MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados do Teste T para uma amostra, com hipótese nula de média populacional igual a -1, a 5% de significância, foi rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,000) e ν = 50 (*p-value* = 0,019), mas confirmada para ν = 300 (*p-value* = 0,215), na abordagem MEG. Na abordagem U MEG, a referida hipótese também foi rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,000) e ν = 50 (*p-value* = 0,017), contudo aceita para ν = 300 (*p-value* = 0,215).

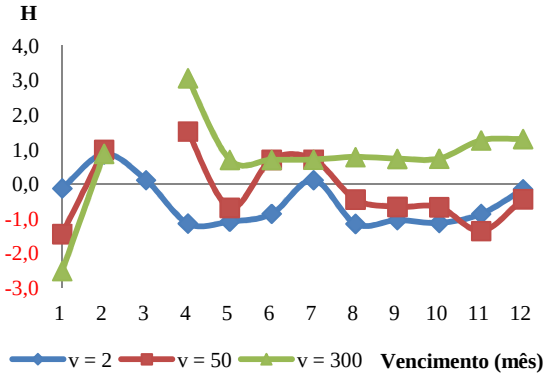
Portanto, em todas os quatro períodos da manga, o aumento do grau de aversão à perdas implicou no aumento médio das razões ótimas de hedge *H* (sendo estatisticamente iguais ao hedge total), e não o aumento do prazo de vencimento, por serem novamente nulas as correlações de Pearson, par a par, entre o prazo de vencimento e as razões ótimas *H*, ilustradas nas Figuras 179 e 180, tal como vistas anteriormente nos períodos 1, 2 e 3.

A seguir, as Figuras 181 a 188 mostram os valores ótimos de *H* obtidos para o melão, também comentados por período analisada.

Alguns dados foram retirados dessas figuras, para o vencimento em 03 meses, por serem considerados *outliers*. Para o Período 1, foi observada uma semelhança entre as séries das razões ótimas *H*, independente do acréscimo do grau de aversão à perdas, representado pela letra grega ν (nu), nas Figuras 181 e 182.

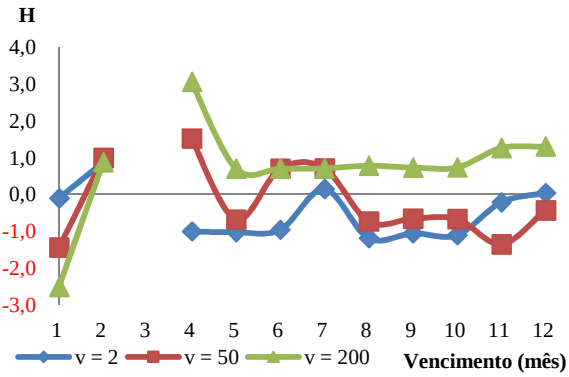
Estatisticamente, usou-se novamente o teste ANOVA para verificar a hipótese nula de igualdade de médias entre as situações de mínima aversão à perdas (ν = 2), de grau de aversão à perdas ν = 50, e de máxima aversão à perdas, com ν = 300 para este caso.

Figura 181. H MEG Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 182. H U-MEG Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

O teste ANOVA indicou uma igualdade entre as médias das três situações de aversão à perdas, seja para a abordagem MEG (*p-value* = 0,467), ou para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,956). Isto significou, para o período entre Jan/1989 a Dez/1993, uma "indiferença estatística" do investidor quanto ao grau de aversão à perdas.

Contudo, graficamente é notado que ocorre uma mudança de comportamento dos valores de *H* com o aumento do grau de aversão à perdas, em ambas as Figuras 181 e 182: eles passaram de posições vendidas para posições compradas, pondo em dúvida os resultados obtidos no teste ANOVA quando à igualdade das médias.

Assim, foram utilizados, como alternativa, dois testes não paramétricos: o *Kruskal-Wallis* (KW), para verificar se as três séries de *H*, com diferentes graus de aversão à perdas, são semelhantes entre si, e o *Mann-Whitney* (MW), para verificar, par a par, se as séries de H são semelhantes entre si, tanto na abordagem MEG como na U MEG, a 5% de significância.

O resultado do teste KW indicou que, pelo menos, existe uma diferença entre as médias de duas séries de *H* (MEG *p-value* = 0,008; U MEG *p-value* = 0,037), contrapondo-se aos resultados encontrados no teste ANOVA. Já o teste MW mostrou que esta diferença ocorre somente entre as séries com ν = 2 e ν = 300 (MEG *p-value* = 0,002; U MEG *p-value* = 0,013), confirmando, portanto, a mudança de posição (de vendida para comprada) com o aumento do grau de aversão à perdas, visto nas Figuras 181 e 182.

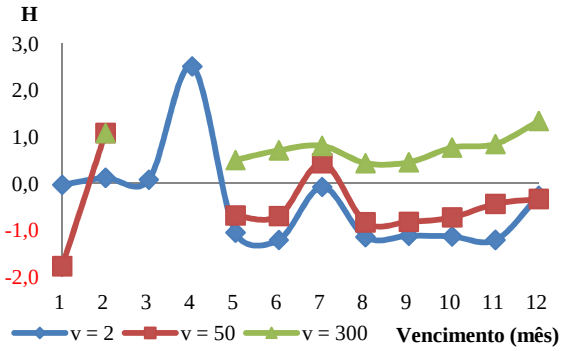
Sobre a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) da tendência de *H* ótimo para o *naïve hedge* (ou hedge total: *H* = 100%), com o aumento do prazo de vencimento, os valores mostrados nas Figuras 181 e 182 sugerem a rejeição desta hipótese, dada a correlação de Pearson nula entre os valores, par a par, de vencimento e as razões ótimas *H*.

Tal como anteriormente, empregou-se o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, de modo a examinar se a média (valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para

posições compradas), conforme for a tendência das séries de dados. Como a média dos dados é negativa para ν = 2 e ν = 50, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a -1; mas para ν = 300, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a +1.

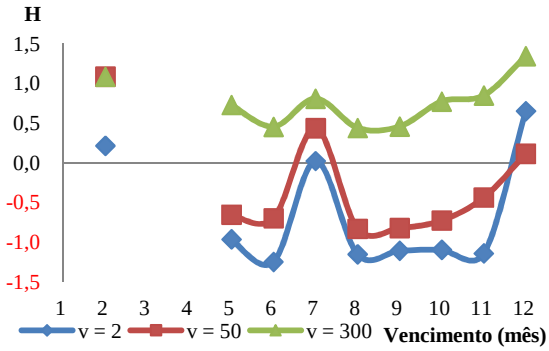
Em relação à abordagem MEG, esta hipótese foi aceita para ν = 2 (*p-value* = 0,073) e ν = 300 (*p-value* = 0,548), mas rejeitada para ν = 50 (*p-value* = 0,018). Na abordagem U MEG, a referida hipótese foi rejeitada para ν = 2 (*p-value* = 0,039) e ν = 50 (*p-value* = 0,022), mas aceita para ν = 300 (*p-value* = 0,548). Tais resultados mostraram que, no Período 1, o aumento do grau de aversão à perdas implicou no aumento médio das razões ótimas de hedge *H* (estatisticamente iguais ao hedge total), e não o aumento do prazo de vencimento, conforme já comentado antes e reforçado pelos incrementos vistos nos *p-values* obtidos.

Figura 183. H MEG Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 184. H U-MEG Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Sobre o Período 2, os resultados do teste ANOVA novamente apontaram para a existência de médias iguais tanto para a abordagem MEG (*p-value* = 0,398) como para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,506), entre Jan/1989 e Dez/1998. Da mesma forma, alguns valores de *H* foram retirados por terem sido considerados *outliers*.

Seguindo o mesmo raciocínio empregado no Período 1, usou-se o teste KW, cujos resultados rejeitaram a existência de médias iguais entre as três séries de H na abordagem MEG (*p-value* = 0,013). Na abordagem U MEG, a rejeição acontece somente a 10% de significância (*p-value* = 0,069). Ou seja, há, pelo menos, uma diferença entre as médias de duas séries de *H*.

Pelo teste MW, foi visto que esta diferença ocorre somente entre as séries com ν = 2 e ν = 300 (MEG *p-value* = 0,003; U MEG *p-value* = 0,046), corroborando assim com a mudança de posição (de vendida para comprada) com o incremento do grau de aversão à perdas, visto nas Figuras 183 e 184.

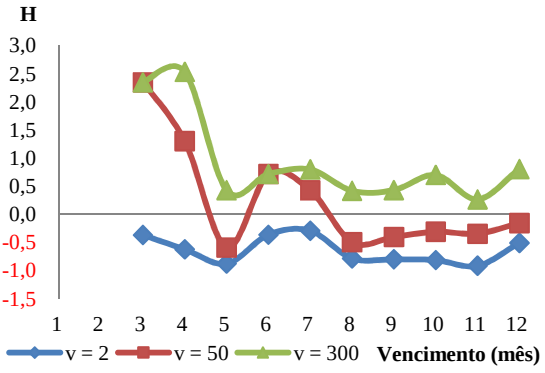
Quanto à hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), os valores mostrados nas Figuras 183 e 184 novamente suscitam a rejeição desta hipótese pela correlação de Pearson nula obtida entre os valores, par a par, de vencimento e as razões ótimas *H*.

Logo, foi utilizado novamente o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, de modo a examinar se a média (valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), conforme for a tendência das séries de dados. Como a média dos dados é negativa para ν = 2 e ν = 50, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a -1; mas para ν = 300, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a +1.

A respeito da abordagem MEG, esta hipótese foi aceita para ν = 2 (*p-value* = 0,069), ν = 50 (*p-value* = 0,061) e ν = 300 (*p-value* = 0,052). Na abordagem U MEG, a referida hipótese também foi confirmada para ν = 2 (*p-value* = 0,182) e ν = 300 (*p-value* = 0,053), mas rejeitada para ν = 50 (*p-value* = 0,022). Tais resultados apontaram novamente que, no Período 2, o aumento do grau de aversão à perdas implicou no aumento médio das razões ótimas de hedge *H* (estatisticamente iguais ao hedge total), e não o aumento do prazo de vencimento, considerando a mudança de posições vendidas para compradas.

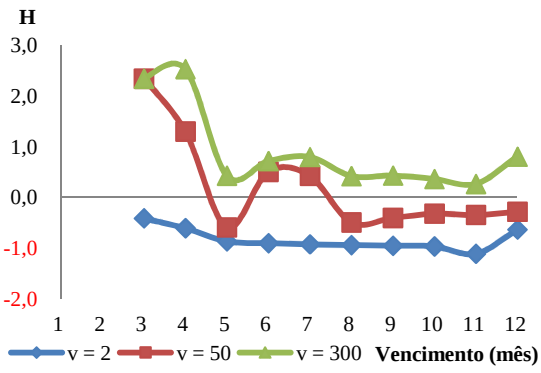
Para o Período 3, os resultados do teste ANOVA, mais uma vez, apontaram para a existência de médias iguais tanto para a abordagem MEG (*p-value* = 0,337) como para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,248), entre Jan/1989 e Dez/2003. Novamente, alguns valores de *H* foram retirados por terem sido considerados *outliers*.

Figura 185. H MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 186. H U-MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Ao realizar o teste KW, mais uma vez, seus resultados rejeitaram a existência de médias iguais entre as três séries de *H*, tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,005) como na abordagem U MEG (*p-value* = 0,002), apontando para, pelo menos, a ocorrência de uma diferença entre as médias de duas séries de *H*, conforme é sugerido nas Figuras 185 e 186.

O uso do teste MW revelou que esta diferença ocorre entre as séries com ν = 2 e ν = 50 (MEG *p-value* = 0,021; U MEG *p-value* = 0,004), e entre as séries com ν = 2 e ν = 300 (MEG *p-value* = 0,004; U MEG *p-value* = 0,002), confirmando, portanto, com a mudança de posição (de vendida para comprada) com o incremento do grau de aversão à perdas, visto nas Figuras 185 e 186.

Na Tabela 20, são vistos os resultados da correlação entre o prazo de vencimento e os valores ótimos de *H*, para as abordagens MEG e U-MEG, com o objetivo de se testar a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

Tabela 20. Correlações (r) entre vencimento e razão *H*, por abordagem, Período 3, Melão

Vencimento (N=10)	H MEG (ν=2)	H MEG (ν=50)	H MEG (ν=300)	H U-MEG (ν=2)	H U-MEG (ν=50)	H U-MEG (ν = 300)
r	-0,376	-0,707	-0,671	-0,539	-0,719	-0,694
p-values	[0,285]	[0,022]	[0,034]	[0,108]	[0,019]	[0,026]

Nota: Significância a 5%. Dois o*utliers* excluídos.

Fonte: Dados da pesquisa.

Diferentemente do que foi achado para todas os períodos da manga, e nos períodos 1 e 2 do melão, foram achadas aqui correlações significativas a 5% no Período 3 do melão, considerando inclusive os dados *outliers*. Contudo, sem os *outliers* e somente nas correlações para ν = 2, em ambas as abordagens, é nula. Dada essa interferência dos *outliers* nas respostas das correlações nas situações de mínima aversão à perdas (ν = 2), eles foram excluídos.

Feito tal ajuste, estes resultados sugerem que a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), neste período, é confirmada, ainda que parcialmente, dada a ocorrência do aumento do grau de aversão à perdas, haja vista que, embora tendam para o hedge total, as razões ótimas de *H* diminuem, ao invés de aumentarem, conforme diz a citada hipótese.

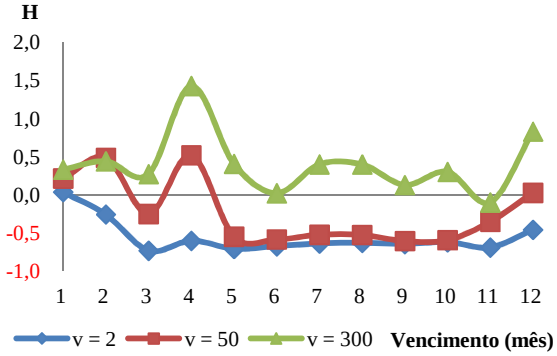
Ainda sobre esse assunto, empregou-se novamente o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, de modo a examinar se a média (valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), conforme seja a tendência das séries de dados. Como a média dos dados é negativa para ν = 2, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a -1; mas para ν = 50 e ν = 300, a média populacional a ser comprada foi igual a +1.

Assim, esta hipótese, tanto para a abordagem MEG como para a U MEG, foi confirmada apenas quando ν = 300 (MEG *p-value* = 0,833; U MEG *p-value* = 0,741), ocorrendo, por outro lado, a sua rejeição quando ν = 2 (MEG *p-value* = 0,001; U MEG *p-value* = 0,034) e ν = 50 (MEG *p-value* = 0,035; U MEG *p-value* = 0,029).

Neste aspecto, a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) somente foi vista, e ainda parcialmente, no Período 3, por causa do aumento do grau de aversão à perdas. Todavia, dado que as posições de hedge estão compradas, ocorreu uma diminuição ao invés de um aumento no valor médio das razões ótimas de *H*, ora visto anteriormente nos períodos 1 e 2 do melão.

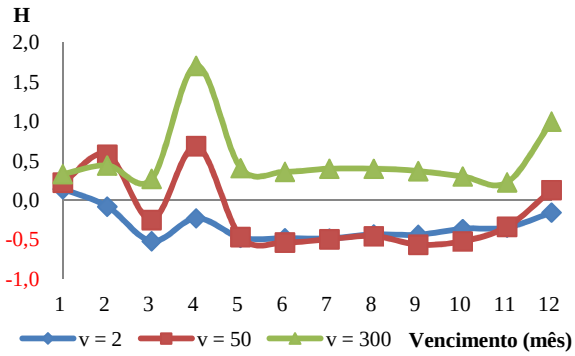
Por fim, no Período 4, os resultados do teste ANOVA indicaram uma diferença entre as médias das três situações de aversão à perdas, seja para a abordagem MEG (*p-value* = 0,000), ou para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,000), em contraste com os resultados vistos nos períodos 1, 2 e 3 do melão.

Figura 187. H MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 188. H U-MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Pelo teste KW, este rejeitou a hipótese de médias iguais entre as três séries de *H*, tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,000) como na U MEG (*p-value* = 0,000), sinalizando para, no mínimo, a ocorrência de uma diferença entre as médias de duas séries de *H*, conforme é mostrado nas Figuras 187 e 188, e ratificando os resultados obtidos pelo teste ANOVA.

Pelo teste de Tukey, a 5% de significância, este indicou que a série com ν = 300 possui média estatisticamente diferente das demais séries, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = U MEG *p-value* = 0,000), atestando novamente a mudança de posição do hedge (de vendida para comprada) com o aumento do grau de aversão à perdas, visto nas Fig. 187 e 188.

A respeito da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), os valores vistos nas Figuras 187 e 188 apontam para a rejeição desta hipótese, pelo fato da correlação de Pearson ter sido nula a 5% de significância entre os valores, par a par, de vencimento e as razões ótimas *H*.

Seguindo o mesmo procedimento anteriormente utilizado, o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, foi requerido de modo a examinar se a média (valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), de acordo com a tendência das séries de dados. Como a média dos dados é negativa para ν = 2 e ν = 50, a comparação foi feita para com uma média

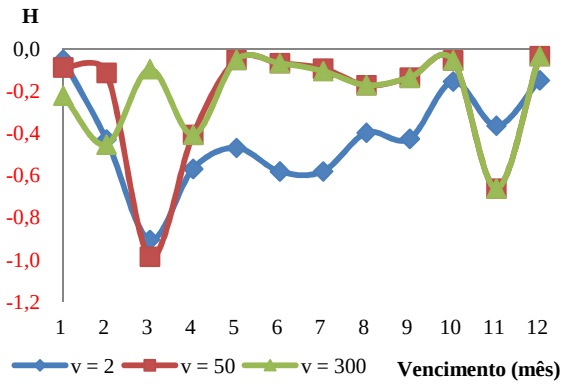
populacional igual a -1; mas para ν = 300, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a +1.

Para o Período 4, esta hipótese, tanto para a abordagem MEG como para a U MEG, foi rejeitada em todos os graus de aversão à perdas testados: ν = 2 (MEG *p-value* = 0,000; U MEG *p-value* = 0,000); ν = 50 (MEG *p-value* = 0,000; U MEG *p-value* = 0,000) e ν = 300 (MEG *p-value* = 0,000; U MEG *p-value* = 0,000).

Logo, mesmo que o aumento do grau de aversão à perdas tenha provocado uma mudança no comportamento do hedge (de posições vendidas para compradas), não foi evidenciada em nenhum caso do Período 4 uma tendência para o hedge total (± 100%).

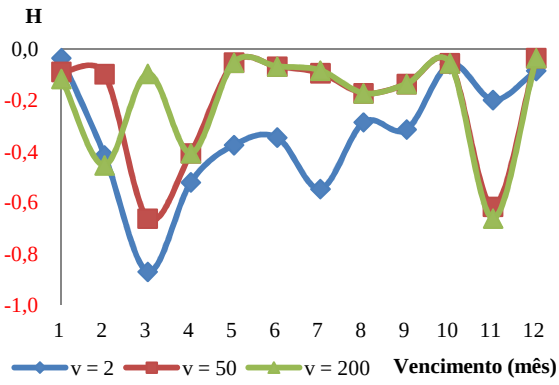
A seguir, as Figuras 189 a 196 mostram os valores ótimos de *H* obtidos para a uva, também explicados por período avaliado.

Figura 189. H MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 190. H U-MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

No Período 1, o teste ANOVA, a 5% de significância, foi empregado para averiguar a hipótese nula de igualdade de médias entre as situações de mínima aversão à perdas (ν = 2), de grau de aversão à perdas ν = 50, e de máxima aversão à perdas, com ν = 300 para este caso, mostradas nas Figuras 189 e 190.

O teste ANOVA apontou para uma igualdade entre as médias das três situações de aversão à perdas, seja para a abordagem MEG (*p-value* = 0,081), ou para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,232). Isto significou, para o período entre Jan/1989 a Dez/1993, uma "indiferença estatística" do investidor quanto ao grau de aversão à perdas. Essa igualdade entre as médias das três situações de aversão à perdas também foi confirmada pelo teste KW, também a 5% de significância (MEG *p-value* = 0,058; U MEG *p-value* = 0,258).

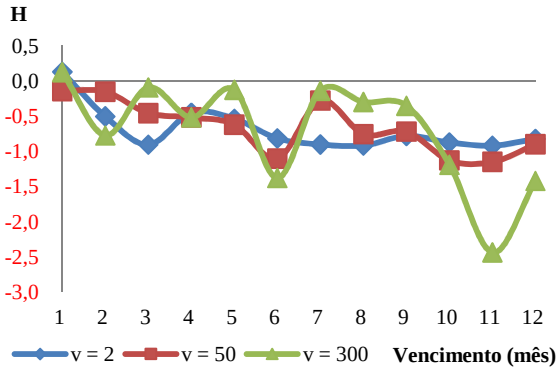
Em relação à hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), os dados mostrados nas Figuras 189 e 190 sugerem a rejeição desta hipótese, uma vez que as razões ótimas H "parecem" diminuir com o aumento do prazo de vencimento, ao invés de aumentarem. Com a aplicação

da correlação de Pearson entre as séries de dados H e os prazos de vencimento, os resultados obtidos foram estatisticamente nulos, ratificando assim a rejeição desta hipótese.

Para averiguar se a média (ou valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, foi utilizado para este fim. Como a média dos dados é negativa, a comparação foi feita para com uma média populacional igual a -1.

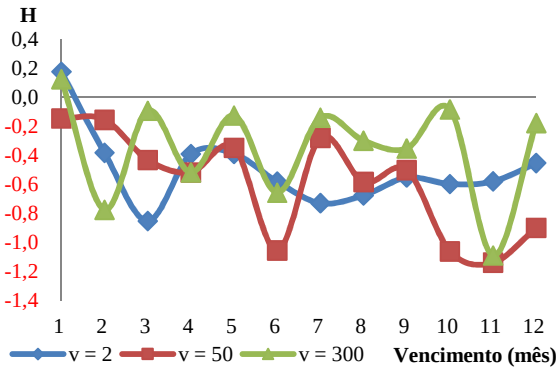
Em ambas as abordagens (MEG e U-MEG), esta hipótese foi rejeitada em todos os graus de aversão à perdas: ν = 2 – MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000; ν = 50 – MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000; ν = 300 – MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000. Estes resultados indicam que, no Período 1 da uva, o aumento do grau de aversão à perdas culminou na diminuição média das razões ótimas de hedge *H*, sendo estatisticamente diferentes do hedge total.

Figura 191. H MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 192. H U-MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

No Período 2 da uva, os resultados do teste ANOVA também apontaram para a existência de médias iguais entre as médias das três situações de aversão à perdas tanto para a abordagem MEG (*p-value* = 0,965) como para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,193), cujas séries de dados são vistas nas Figuras 191 e 192. Tal como anteriormente visto no Período 1 da uva, essa igualdade também foi confirmada pelo teste KW, também a 5% de significância (MEG *p-value* = 0,787; U MEG *p-value* = 0,164).

Tabela 21. Correlações(r) entre vencimento e razão *H*, por abordagem, Período 2, Uva

Vencimento (N=12)	H MEG (ν=2)	H MEG (ν=50)	H MEG (ν=300)	H U-MEG (ν=2)	H U-MEG (ν=50)	H U-MEG (ν = 300)
r	-0,686	-0,781	-0,637	-0,427	-0,752	-0,190
p-values	[0,014]	[0,003]	[0,026]	[0,166]	[0,005]	[0,554]

Nota: Significância a 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 21, são vistos os resultados, para o Período 2, da correlação entre o prazo de vencimento e os valores ótimos de *H* nas abordagens MEG e U MEG, com o objetivo de se

testar a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004). Tal como visto no Período 3 do melão, foram encontradas correlações significativas a 5% no Período 2 da uva.

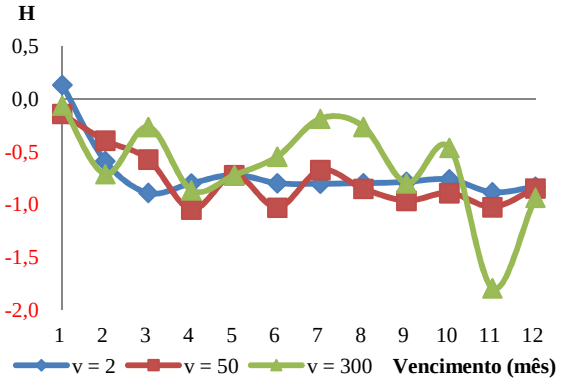
Neste sentido, os resultados sugerem que a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), neste período, é confirmada, *a priori* em 04 das 06 situações da Tabela 22. A correlação negativa é resultado das posições vendidas em que o hedge ótimo se encontra no período.

Continuando sobre esse aspecto, o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, foi novamente usado para examinar se a média (valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), conforme seja a tendência das séries de dados. Como a média dos dados é negativa para todas as situações, a média populacional a ser comprada foi igual a -1.

Logo, esta hipótese, tanto para a abordagem MEG como para a abordagem U MEG, foi rejeitada apenas quando ν = 300 na abordagem MEG (*p-value* = 0,222), sendo aceito nos demais casos com p-values menores que 1%. A rejeição do caso ora citado acontece por causa dos valores de hedge apresentados nos vencimentos em 11 e 12 meses, podendo ser considerados como *outliers* da série de dados.

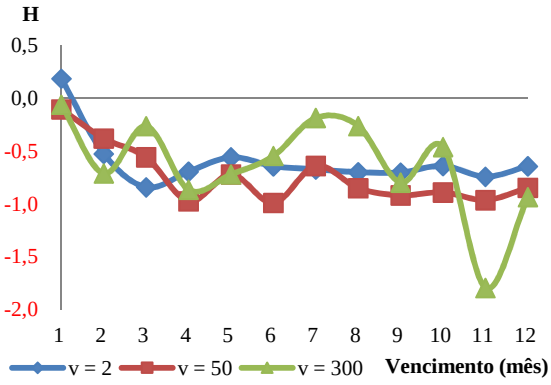
Portanto, os resultados do Teste T vêm a corroborar com a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) para os casos atestados no Período 2, de que os valores ótimos de H tenderam para o hedge total (100%), à medida que o prazo de vencimento aumentava.

Figura 193. H MEG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 194. H U-MEG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Para o Período 3 da uva, os resultados do teste ANOVA, mais uma vez, apontaram para a existência de médias iguais tanto para a abordagem MEG (*p-value* = 0,667) como para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,599), entre Jan/1989 e Dez/2003, vistas nas Figuras 193 e 194. Pelo teste KW, o mesmo resultado de igualdade entre as médias das séries de dados *H* é confirmado, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,246; U MEG *p-value* = 0,208).

A respeito da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) da tendência de *H* ótimo para o *naïve hedge* (ou hedge total: *H* = 100%), com o aumento do prazo de vencimento, os valores mostrados nas Figuras 193 e 194 indicam a aceitação desta hipótese, *a priori*, também para o Período 3 da uva, ao nível de significância de 10%, dada à ocorrência de correlações de Pearson entre os valores de vencimento e as razões ótimas *H*, par a par, conforme vistas em 05 de 06 situações na Tabela 22. Os resultados das correlações foram negativos por causa das posições vendidas de hedge encontradas.

Tabela 22. Correlações (r) entre vencimento e razão *H*, por abordagem, Período 3, Uva

Vencimento (N=12)	**H MEG (ν=2)**	**H MEG (ν=50)**	**H MEG (ν=300)**	**H U-MEG (ν=2)**	**H U-MEG (ν=50)**	**H U-MEG (ν = 300)**
r	-0,571	-0,689	-0,507	-0,492	-0,714	-0,507
p-values	[0,052]	[0,013]	[0,093]	[0,104]	[0,009]	[0,093]

Nota: Significância a 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Ainda nesta seara, o Teste T para uma amostra, a 5% de significância, foi repetido para averiguar se a média (valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), conforme seja a tendência das séries de dados. Como a média dos dados é negativa para todas as situações, a média populacional a ser comprada foi igual a -1.

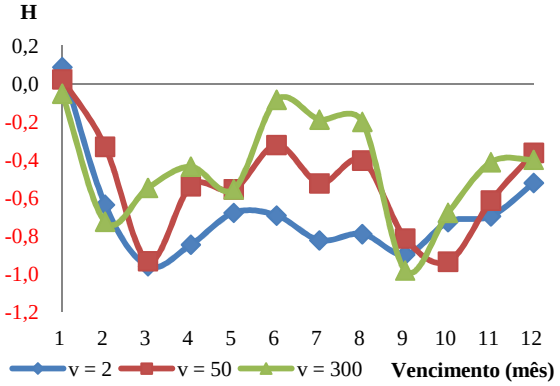
Uma vez realizado o teste T, verificou-se que a hipótese de igualdade de médias, tanto para a abordagem MEG como para a abordagem U MEG, foi aceita em todos os graus de aversão à perdas, com *p-values* menores que 5%. Dessa forma, os resultados do Teste T vêm a confirmar a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) para os casos vistos também no Período 3, uma vez que os valores ótimos de *H* tenderam para o hedge total (100%), com o aumento do prazo de vencimento.

E finalizando a apresentação dos resultados de hedge próprio, os resultados do teste ANOVA, para o Período 4 da uva, novamente não indicaram a ocorrência de diferenças significativas entre as médias das três situações de aversão à perdas, seja para a abordagem MEG (*p-value* = 0,106), ou para a abordagem U MEG (*p-value* = 0,564). O teste KW também atestou a igualdade entre as médias em ambas as abordagens de hedge (MEG *p-value* = 0,058; U MEG *p-value* = 0,725).

Para a verificação da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), os dados mostrados nas Figuras 195 e 196 sugerem a rejeição desta hipótese, uma vez que as razões ótimas *H* "parecem" diminuir com o aumento do prazo de vencimento, ao invés de aumentarem semelhante ao já visto no Período 1 da uva. Com a aplicação da correlação de Pearson entre

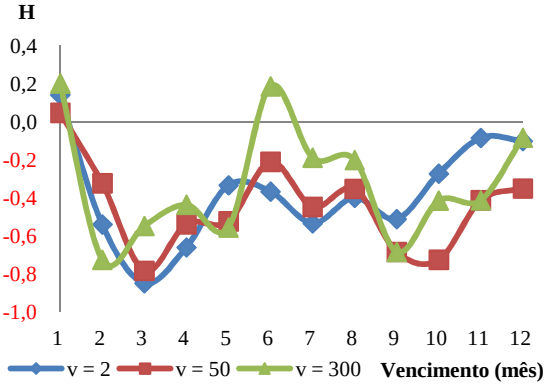
as séries de dados *H* e os prazos de vencimento, os resultados obtidos foram estatisticamente nulos, ratificando assim a rejeição desta hipótese, *a priori*.

Figura 195. H MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 196. H U-MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Com o emprego do Teste T para uma amostra, no intuito de se testar a hipótese que a média (valor esperado) dos dados vem de uma população com média -1 (hedge total para posições vendidas) ou +1 (hedge total para posições compradas), tanto para a abordagem MEG como para a abordagem U MEG, foi visto que ela foi aceita em todos os graus de aversão à perdas, com *p-values* menores que 1%, para uma média populacional igual a -1.

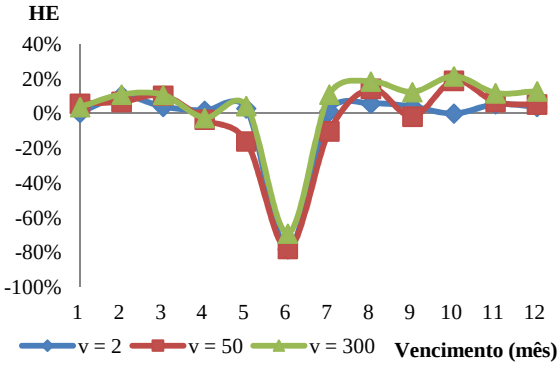
Este "falso positivo" é justificado pelos resultados vistos nos vencimentos em 03, 09 e 10 meses, os quais alcançam resultados bem próximos ao do hedge total, o que contribui para a distorção dos resultados do teste T.

Nesta etapa de apresentação dos resultados para a abordagem da dominância estocástica Média-Gini, são mostradas as efetividades das razões ótimas de hedge (HE), por prazo de vencimento e grau de aversão à perdas, para os dados fora do período. É valioso relembrar que só serão considerados os mais efetivos aqueles vencimentos cuja razão ótima *H*, em média, não exceder o hedge total (100%), conforme dito na metodologia desta tese.

Assim, as Figuras 197 a 206 mostram os resultados da efetividade do hedge da abordagem Média-Gini para a manga, por vencimento e grau de aversão à perdas. Para o Período 1 da manga, os resultados vistos nas Figuras 197 e 198 sugerem uma similaridade em seus valores, como se o grau de aversão à perdas não interferisse na efetividade do hedge.

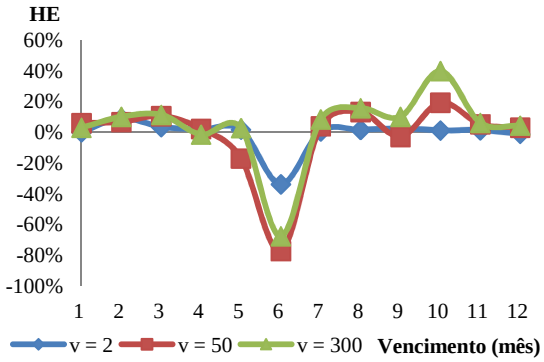
Com a aplicação do teste ANOVA, a 5% de significância, foi possível confirmar esta igualdade estatística entre os valores de HE vista tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,712) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,712). Com o teste KW, a similaridade estatística permanece na MEG (*p-value* = 0,063), mas é rejeitada na U-MEG (*p-value* = 0,040), devido aos resultados vistos nos vencimentos em 06 e 10 meses.

Figura 197. HE MEG Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 198. HE U-MEG Período 1 Manga

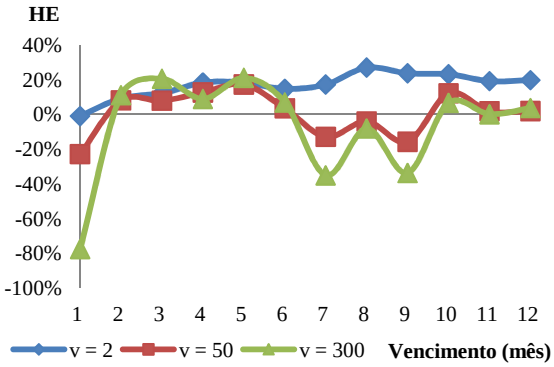


Fonte: Dados da pesquisa.

Graficamente, é mostrado que HE não tende para seu valor total (100%) com o aumento do prazo de vencimento. Pela correlação de Pearson, a 5% de significância, também não foi vista nenhuma relação entre o prazo de vencimento e as efetividades do hedge, dada a nulidade de tais correlações. E pelo teste T para uma amostra, também foi rejeitada a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 197 e 198 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100%, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%.

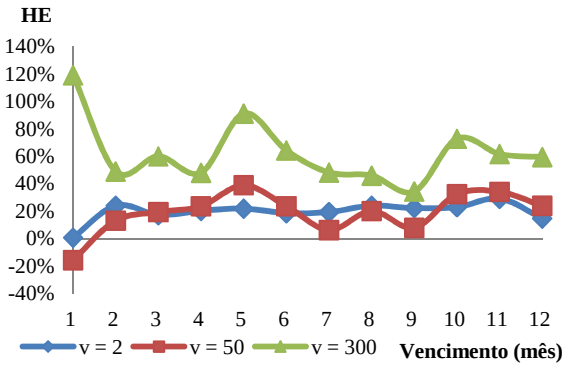
Para o Período 2 da manga, as Figuras 199 e 200 trazem os resultados da efetividade do hedge, os quais, em contraste com o Período 1, indicam um diferenciamento entre as respostas de HE conforme o grau de aversão à perdas. Para a abordagem MEG, ter a máxima propensão à perdas apresentou as melhores efetividades no âmbito do hedge. Todavia, na abordagem U-MEG, esta situação ocorreu com a máxima aversão à perdas.

Figura 199. HE MEG Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 200. HE U-MEG Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

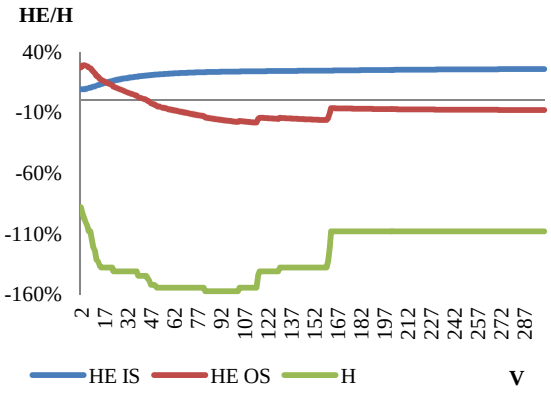
As situações vistas nas Figuras 199 e 200 refletem a ausência da persistência inter-períodos, cuja razão ótima de hedge obtida nos dados dentro do período não produz resultados semelhantes para os dados fora do período.

Para ilustrar esta assertiva, as Figuras 201 e 202 trazem os resultados das maiores efetividades de hedge vistas nas Figuras 199 e 200 (vencimento em 08 meses na MEG, e em

01 mês na U-MEG), comparando os valores de HE calculados dentro do período (IS) e fora do período (OS), com o aumento do grau de aversão à perdas (ν).

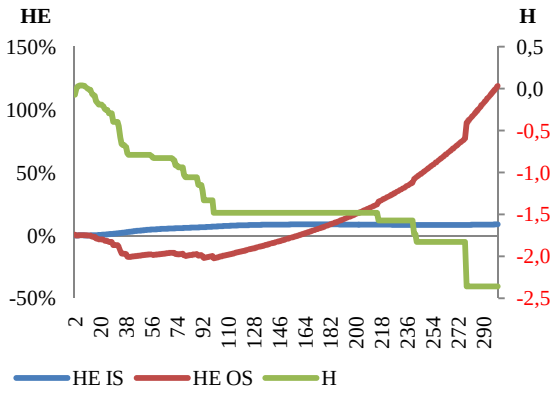
Nelas, é possível observar que, para os dados dentro do período, a efetividade do hedge aumenta com o grau de aversão à perdas (ver linhas em azul), conforme previsto pela própria teoria sobre hedging. Contudo, ao aplicar os mesmos valores ótimos de *H* (ver linhas em verde) para os dados fora do período, fica evidente a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, dada a ocorrência de valores negativos de HE, ou da aparente violação da teoria do hedging, particularmente para a abordagem MEG.

Figura 201. MEG 08M Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 202. U-MEG 01M Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Em termos estatísticos, o teste ANOVA confirma a existência da diferença entre as médias de HE por grau de aversão à perdas, tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,015) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000). O teste KW também ratifica a ocorrência dessas diferenças, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,002; U-MEG *p-value* = 0,000). O teste de Tamhane T2[29] indicou que a série de HE, com ν = 2, é diferente das demais na abordagem MEG (*p-value* = 0,004), enquanto que o Teste de Tukey indicou que a série de HE, com ν = 300, é a diferente entre os grupos, na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000). Ambos os testes foram realizados a 5% de significância.

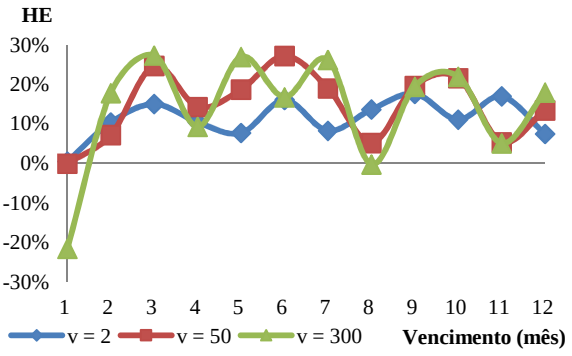
Pela correlação de Pearson, a 5% de significância, a única situação em que ela foi significativa e positiva entre HE e o prazo de vencimento ocorreu com ν = 2, na abordagem MEG (r = 0,762; *p-value* = 0,004), tendo as demais situações apresentado correlações nulas. Contudo, o teste T para uma amostra, rejeitou a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 199 e 200 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100% em todos os graus de aversão à perdas, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%.

[29] Esse teste é usado quando as variâncias entre os grupos não são homogêneas (Nota do autor).

Em relação à Período 3 da manga, enquanto que visualmente as séries de HE, na abordagem MEG (Figura 203), parecem ser semelhantes entre si, independente do grau de aversão à perdas, o mesmo não suscita estar ocorrendo na abordagem U-MEG (Figura 204).

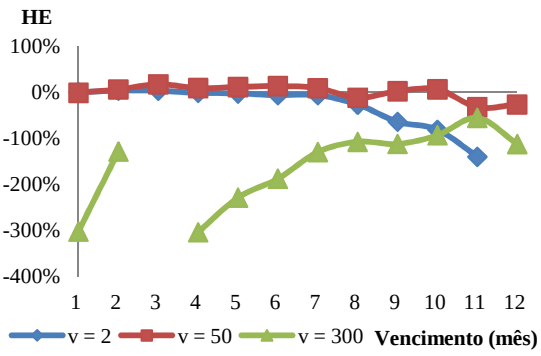
O teste ANOVA confirma a igualdade estatística entre os grupos por grau de aversão à perdas na abordagem MEG (*p-value* = 0,676), e a diferença estatística entre os grupos na abordagem U-MEG, também por grau de aversão à perdas (*p-value* = 0,000). Estes mesmos resultados foram ratificados pelo teste não paramétrico KW, tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,298) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000).

Figura 203. HE MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 204. H U-MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Na abordagem U-MEG, constatou-se pelo teste Tamhane T2 que a série de HE com ν = 300 é diferente das demais, dado que seus *p-values* nas comparações foram todos menores que 1% de significância. Ademais, é importante dizer que a efetividade do hedge para o vencimento em 12 meses, com ν = 2, e para o vencimento em 03 meses, com ν = 300, foram retirados da Figura 204, por terem sido considerados *outliers* (-1.896,39% e -2.990,63%, respectivamente).

Com o uso da correlação de Pearson, a 5% de significância, verificou-se na Tabela 23 que somente foram constatadas relações entre prazo de vencimento e HE na abordagem U-MEG. Para ν = 2 e ν = 50, estas correlações foram negativas, ou seja, com o aumento do prazo de vencimento, diminuía-se a efetividade do hedge. Por outro lado, ainda que a correlação para ν = 300 tenha sido positiva, os resultados na Figura 204 mostraram que as HE sempre foram negativas, indicando a ineficiência do hedge em qualquer vencimento.

Tabela 23. Correlações(r) entre vencimento e HE, por abordagem, Período 3, Manga

Vencimento (N=12)	HE MEG (ν=2)	HE MEG (ν=50)	HE MEG (ν=300)	HE U-MEG (ν=2)*	HE U-MEG (ν=50)	HE U-MEG (ν = 300)*
r	0,393	0,129	0,234	-0,838	-0,648	0,757
p-values	[0,206]	[0,690]	[0,464]	[0,001]	[0,023]	[0,007]

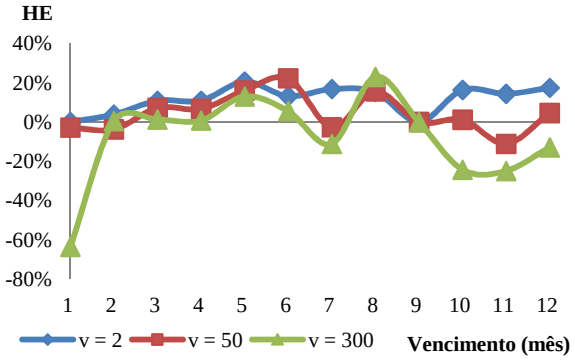
Nota: os *p-values* estão entre colchetes. Significância a 5%. * N = 11, sem os *outliers*.

Fonte: Dados da pesquisa.

E finalizando as análises para o Período 3 da manga, o teste T para uma amostra, rejeitou a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 203 e 204 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100% em todos os graus de aversão à perdas e em ambas as abordagens, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%.

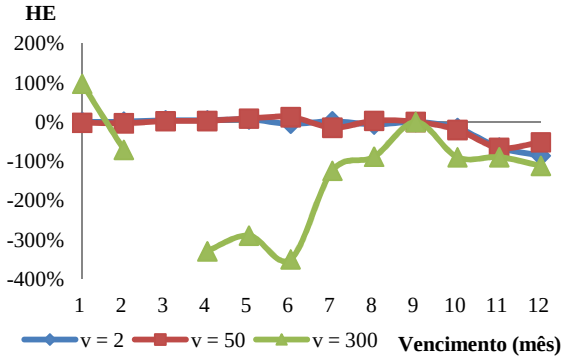
Sobre o Período 4 da manga, numa primeira impressão, todas as séries de HE, na abordagem MEG, aparentam ser semelhantes, enquanto que na abordagem U-MEG, a série com ν = 300 destaca-se com sua trajetória diferente dos demais graus de aversão à perdas.

Figura 205. HE MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 206. HE U-MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Entretanto, o teste ANOVA atesta a existência de diferenças entre as médias dos grupos, tanto para a abordagem MEG (*p-value* = 0,010), como para a abordagem U-MEG (*p-value* = 0,003). Estes resultados também foram confirmados pelo teste KW: MEG *p-value* = 0,018; U-MEG *p-value* = 0,007.

Nesse sentido, foi identificada uma diferença entre as médias das séries HE com graus de aversão à perdas ν = 2 e ν = 300 (Tamhane T2 *p-value* = 0,041) na abordagem MEG, enquanto que, na abordagem U-MEG, a série com ν = 300 possui média diferente das demais, porém significativos a 10% (Tamhane T2 *p-values*: 0,062 e 0,055, respectivamente para a comparação com ν = 2 e ν = 300).

Com o uso da correlação de Pearson, foi observado que a correlação foi significativa a 5% somente na abordagem U-MEG e nos casos em que ν = 2 (*p-value* = 0,007) e ν = 50 (*p-value* = 0,014). Entretanto, como estas correlações foram negativas (-0,730 e -0,684, respectivamente), isto que dizer que à medida que o prazo de vencimento aumentava, a eficiência do hedge diminuía. Por fim, o teste T para uma amostra, também rejeitou a hipótese para o Período 4 de que os valores vistos nas Figuras 205 e 206 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100% em todos os graus de aversão à perdas e em ambas as abordagens, uma vez que todos os *p-values* foram menores que 1%.

Para sumarizar os resultados encontrados do hedge em mercados futuros para a fruticultura exportadora, através da abordagem de dominância estocástica Média-Gini, a Tabela 24 traz as médias das razões ótimas (H) e da efetividade (HE) dos períodos da manga, agrupadas por prazo de vencimento mensal e grau de aversão à perdas.

Tabela 24. H e HE médio para a Manga, via abordagens Média-Gini (MEG/U-MEG)

Esta tabela mostra os valores das razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE) médias para a manga (equações 57 a 60), por prazo mensal e abordagem MEG/U-MEG, por grau de aversão às perdas, destacando os vencimentos mais efetivos cuja razão ótima (H) não ultrapasse 100%.

Prazo	H MEG			H U-MEG		
(mês)	v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300
1	-0,0593	-0,7033	-0,9158	-0,0340	-0,7033	-0,9158
2	-0,7179	-0,3533	-0,5830	-0,6028	-0,3471	-0,5830
3	-0,5132	-1,2077	-1,0923	-0,4706	-1,2125	-1,0923
4	-0,4910	-1,1448	-0,7526	-0,4156	-0,8814	-0,7526
5	-0,5762	-1,2826	-1,0221	-0,4263	-1,2870	-0,9390
6	-0,7894	-1,1426	-1,2268	-0,6283	-1,1426	-1,2268
7	-0,4083	-1,0095	-0,8898	-0,3280	-0,7917	-0,8479
8	-0,5993	-1,2976	-0,8216	-0,4087	-1,2643	-0,8048
9	-0,7175	-1,0210	-0,7690	-0,4938	-0,9664	-0,7216
10	-0,4436	-0,1819	-0,0791	-0,2384	0,0236	-0,0791
11	-0,6306	-0,8908	-0,7093	-0,4727	-0,8879	-0,7093
12	-0,5386	-1,0854	-1,0736	-0,3242	-1,0491	-1,0736
Prazo	**HE MEG (%)**			**HE U-MEG (%)**		
(mês)	**v = 2**	**v = 50**	**v = 300**	**v = 2**	**v = 50**	**v = 300**
1	-0,03	-5,02	-39,76	0,15	-3,35	-20,82
2	8,40	4,55	10,06	9,27	5,51	-35,22
3	10,49	12,51	14,94	7,09	12,20	-729,88
4	10,31	7,52	4,10	6,07	9,26	-146,66
5	12,35	8,99	16,35	6,72	10,37	-106,01
6	-8,59	-6,28	-10,00	-6,61	-7,10	-135,18
7	10,85	-1,72	-2,30	3,72	1,06	-49,39
8	15,41	7,74	8,27	-1,99	5,94	-33,62
9	11,33	0,51	-0,49	-9,95	1,66	-16,99
10	12,62	13,43	6,43	-18,34	9,32	-17,66
11	13,96	0,68	-1,99	-43,71	-14,96	-19,39
12	12,11	6,27	5,37	-492,23	-12,92	-40,10

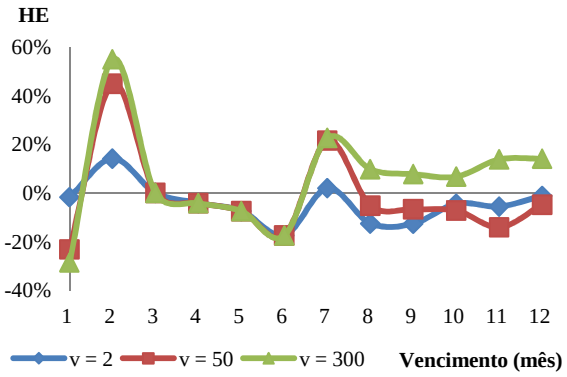
Fonte: Dados da pesquisa.

Assim, percebe-se que em ambas as abordagens, as situações de maior propensão à perdas ($\nu = 2$) obtiveram melhores resultados de que os casos de maior aversão à perdas ($\nu = 50$ e $\nu = 300$). A explicação para este fato se dá pela ausência da persistência inter-períodos, ilustrada nas Figuras 201 e 202, o que compromete de certo modo o planejamento das estratégias de hedge em longo por essa abordagem, uma vez que os investidores são normalmente avessos, e não propensos, à perdas.

Nelas, é visto que, o contrato com vencimento em 8 meses na abordagem MEG e o contrato com vencimento em 02 meses na abordagem U-MEG, tiveram as melhores efetividades do hedge.

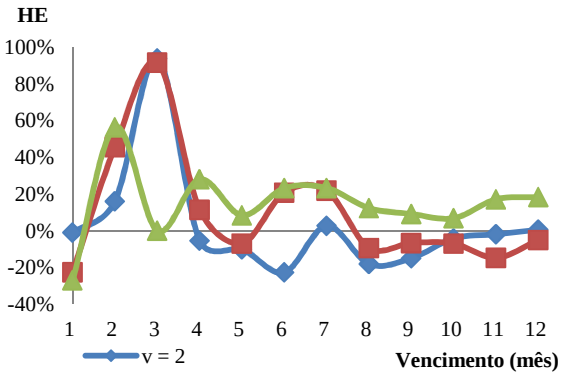
Prosseguindo com a apresentação dos resultados, as Figuras 207 a 214 mostram os valores da efetividade do hedge da abordagem Média-Gini para o melão, por vencimento e grau de aversão à perdas. Sobre o Período 1 do melão, os resultados vistos nas Figuras 207 e 208 sugerem uma proximidade entre seus valores, como se o grau de aversão à perdas não intervisse na efetividade do hedge.

Figura 207. HE MEG Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 208. HE U-MEG Período 1 Melão

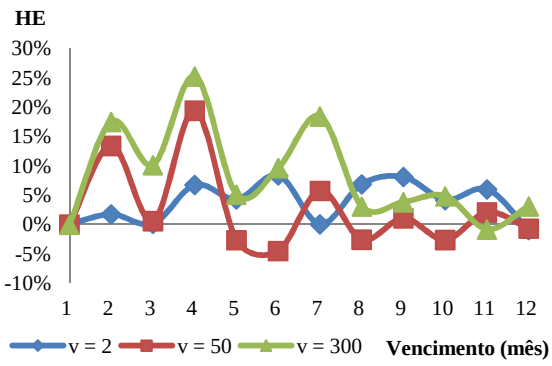


Fonte: Dados da pesquisa.

Com o uso do teste ANOVA, a 5% de significância, foi possível confirmar esta igualdade estatística entre os valores de HE vista tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,302) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,587). Com o teste KW, a similaridade estatística também permanece na MEG (*p-value* = 0,210) e na U-MEG (*p-value* = 0,085), ainda que os valores vistos no vencimento em 03 meses diferenciem-se dos demais.

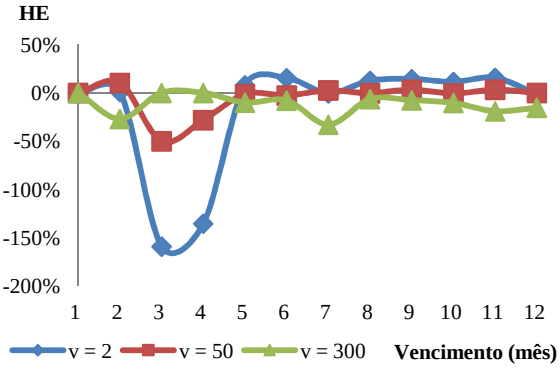
Nas figuras 207 e 208, é visto que HE não tende para seu valor total (100%) com o aumento do prazo de vencimento. Pela correlação de Pearson, a 5% de significância, também não foi detectada nenhuma relação entre o prazo de vencimento e as efetividades do hedge, dada a nulidade de tais correlações. E pelo teste T para uma amostra, também foi rejeitada a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 207 e 208 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100%, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%.

Figura 209. HE MEG Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 210. HE U-MEG Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

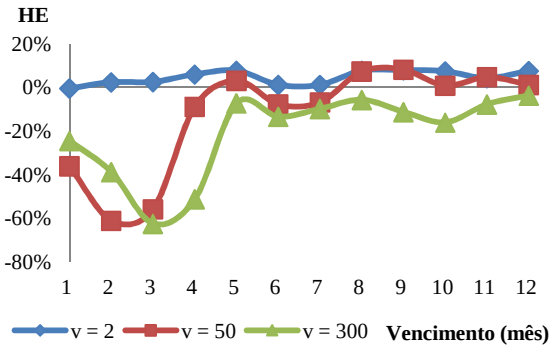
Para o Período 2 do melão, as Figuras 209 e 210 exibem os resultados da efetividade do hedge, os quais, tal como já indicado no Período 1, aparentam uma aproximação entre as respostas de HE de acordo com o grau de aversão à perdas. Para a abordagem MEG, ter a máxima aversão à perdas apresentou as melhores efetividades no âmbito do hedge, em média. Entretanto, na abordagem U-MEG, esta situação ocorreu com a máxima propensão à perdas, especialmente a partir do vencimento em 05 meses.

O teste ANOVA confirma, *a priori*, a existência da semelhança entre as médias de HE por grau de aversão à perdas, tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,086) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,696). Todavia, o teste KW ratifica a ocorrência dessa semelhança somente na abordagem MEG (*p-value* = 0,074), rejeitando, por outro lado, o resultado de semelhança entre as séries de dados vistos na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,029), particularmente pelos valores mostrados nos vencimentos em 03 e 04 meses.

Pela correlação de Pearson, a 5% de significância, não foi identificada nenhuma relação entre as séries de dados HE e o prazo de vencimento, rejeitando assim a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004). Ademais, o teste T para uma amostra, rejeitou a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 209 e 210 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100% em todos os graus de aversão à perdas, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%.

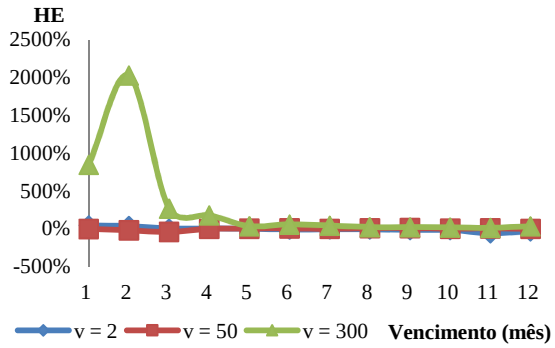
Em relação à Período 3 do melão, é possível observar que, entre os vencimentos de 01 a 04 meses, tanto na abordagem MEG como na U-MEG, acontece um distanciamento entre as séries de máxima propensão à perdas das séries com um maior grau de aversão à perdas. Entretanto, a partir do prazo em 05 meses, tais séries parecem aproximar seus valores.

Figura 211. HE MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 212. HE U-MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Pelo teste ANOVA, foi confirmada, *a priori*, a diferença estatística entre os grupos por grau de aversão à perdas na abordagem MEG (*p-value* = 0,005). Na abordagem U-MEG, esta diferença estatística aparece ao nível de 10% de significância (*p-value* = 0,061). Estes

mesmos resultados foram ratificados pelo teste não paramétrico KW, tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,000) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000), ao nível de significância de 1%.

A Tabela 25 traz os resultados da correlação de Pearson entre as séries de dados HE e o prazo de vencimento, cujos valores foram significativos em 05 dos 06 casos.

Tabela 25. Correlações (r) entre vencimento e HE, por abordagem, Período 3, Melão

Vencimento (N=12)	HE MEG (ν=2)	HE MEG (ν=50)	HE MEG (ν=300)	HE U-MEG (ν=2)	HE U-MEG (ν=50)	HE U-MEG (ν = 300)
r	0,604	0,771	0,675	-0,905	0,521	-0,629
p-values	[0,037]	[0,003]	[0,016]	[0,000]	[0,082]	[0,028]

Nota: 5% de significância.

Fonte: Dados da pesquisa.

Para a abordagem MEG, foram identificadas correlações positivas em todos os graus de aversão à perdas; na abordagem U-MEG, foram observadas correlações negativas.

Contudo, ao aplicar o teste T para uma amostra, rejeitou a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 211 e 212 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100%, em 05 das 06 situações encontradas. A exceção foi para o caso na abordagem U-MEG, com ν = 300, cujo *p-value* foi de 0,285, implicando num primeiro momento, na aceitação desta hipótese.

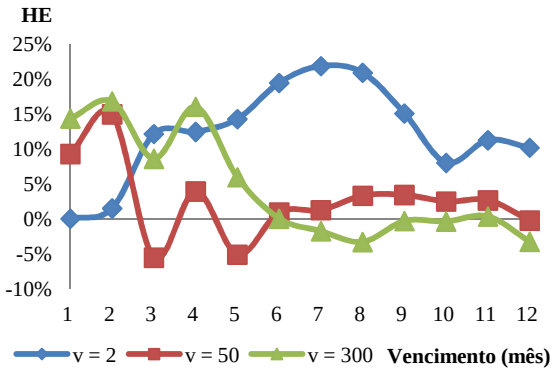
Num maior detalhamento deste resultado, é percebido que os valores entre 01 e 04 meses se destacam dos demais vencimentos, sendo considerados *outliers* porque seus valores excederam 100%. Quando retirados da série e aplicado novamente o teste T para uma amostra, a hipótese de que estes valores vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100% é rejeitada.

Logo, ainda que exista uma relação entre as séries de dados HE e o prazo de vencimento, estes não convergem para a efetividade plena 100% com o aumento do prazo de vencimento, rejeitando portanto, a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

A respeito do Período 4 do melão, é visto na Figura 213 que a série de dados com ν = 2 apresentou os melhores resultados de HE a partir do vencimento em 05 meses, distanciando dos resultados vistos nas demais séries quando se aumenta o grau de aversão à perdas. Na Figura 214, a série de dados com ν = 300, recebeu destaque pelos vencimentos em 04 e 12 meses, cujos valores superaram a marca de 60% de HE.

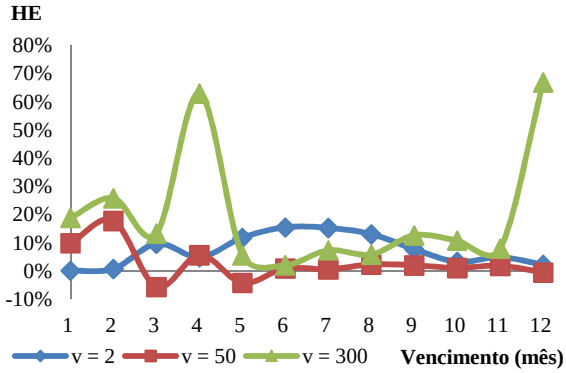
Com o teste ANOVA, ficou constatada a existência de diferenças entre as médias das séries HE por grau de aversão à perdas, tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,003) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,010). Tais resultados também foram confirmados pelo teste KW, a 5% de significância (MEG *p-value* = 0,013; U-MEG *p-value* = 0,003).

Figura 213. HE MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 214. HE U-MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Com o uso da correlação de Pearson, a única situação em que ela foi significativa foi na abordagem MEG com ν = 300 (r = -0,850, *p-value* = 0,000), tendo os demais casos obtidos correlações entre o prazo de vencimento e as séries de dados HE consideradas estatisticamente nulas. E com a aplicação do teste T para uma amostra, rejeitou-se em todas as situações de grau de aversão à perdas que as séries de dados HE vem de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, dado que seus *p-values* foram menores que 1%.

Repetindo o mesmo procedimento aplicado para a manga, a Tabela 26 traz as médias das razões ótimas (H) e da efetividade (HE) dos períodos do melão, agrupadas por prazo de vencimento mensal e grau de aversão à perdas.

Conforme anteriormente explicado na metodologia, serão destacados os prazos de vencimento que possuem a maior efetividade média do hedge, desde que sua razão ótima média não ultrapasse o hedge total (100%). Em ocorrendo isso, é escolhido o prazo imediatamente inferior, até que esta condição seja atendida.

Assim, percebe-se que para a abordagem MEG, o vencimento em 07 meses apresentou as melhores efetividades do hedge, que aumentou conforme o aumento do grau de aversão à perdas. É importante destacar que quando ν = 300, a maior efetividade média do hedge foi para o vencimento em 02 meses (12,64%); contudo, por ter tido uma razão ótima *H* acima de 100%, este vencimento foi desconsiderado, selecionando-se o segundo melhor vencimento, que foi de 7,38% para o vencimento em 07 meses.

No caso da abordagem U-MEG, ocorreu uma mudança quando ao vencimento com a melhor efetividade do hedge, à medida que o grau de aversão à perdas aumentava. Entretanto, o vencimento em 06 meses indicou ter o melhor valor de efetividade do hedge (17,91%).

Ademais, é preciso um maior esclarecimento dos motivos para a escolha do vencimento em 06 meses na abordagem U-MEG. De início, os vencimentos em 01, 02, 04 e 12 meses foram descartados por terem razões ótimas médias de hedge acima de 100%.

Tabela 26. H e HE médio para o Melão, via abordagens Média-Gini (MEG/U-MEG)

Esta tabela mostra os valores das razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE) médias para o melão (equações 57 a 60), por prazo mensal e abordagem MEG/U-MEG, por grau de aversão às perdas, destacando os vencimentos mais efetivos cuja razão ótima (H) não ultrapasse 100%.

Prazo	H MEG			H U-MEG		
	v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300
1	1,8816	2,1758	-0,1436	1,8076	2,6210	2,1830
2	0,9603	2,7121	2,4892	0,8482	2,7347	2,4892
3	-0,2268	23,8958	23,9574	24,2451	24,1835	0,6538
4	0,0359	7,0196	7,7436	6,1095	7,1399	1,8241
5	-0,9306	-0,6279	0,5101	-0,8333	-0,5994	0,5661
6	-0,7776	0,0328	0,5372	-0,8993	-0,0076	0,5573
7	-0,2235	0,2608	0,6776	-0,3117	0,2675	0,6776
8	-0,9275	-0,5750	0,5091	-0,9291	-0,6304	0,5091
9	-0,9017	-0,6232	0,4363	-0,8896	-0,6129	0,4964
10	-0,9223	-0,5748	0,6263	-0,8832	-0,5599	0,5417
11	-0,9204	-0,6233	0,5676	-0,7043	-0,6196	0,6496
12	-0,3465	-0,2241	1,0696	-0,0263	-0,1197	1,1113
Prazo	**HE MEG (%)**			**HE U-MEG (%)**		
	v = 2	**v = 50**	**v = 300**	**v = 2**	**v = 50**	**v = 300**
1	-0,50	-12,47	-9,65	10,14	-4,55	208,55
2	4,95	3,05	12,64	12,70	12,50	520,24
3	3,75	-15,19	-10,92	-13,90	-2,25	69,05
4	5,28	2,61	-3,51	-33,63	-3,60	66,42
5	4,73	-3,00	-0,88	2,06	-3,42	8,57
6	2,93	-7,17	-5,29	-1,18	5,15	17,91
7	6,31	5,46	7,38	1,64	5,21	8,93
8	5,75	0,75	0,98	-0,78	-0,81	7,30
9	4,64	1,53	0,02	-2,94	1,13	7,73
10	3,80	-1,61	-1,20	-2,21	-2,31	5,04
11	4,01	-1,12	1,41	-10,84	-2,03	3,68
12	3,92	-1,10	2,58	-9,00	-2,55	24,76

Fonte: Dados da pesquisa.

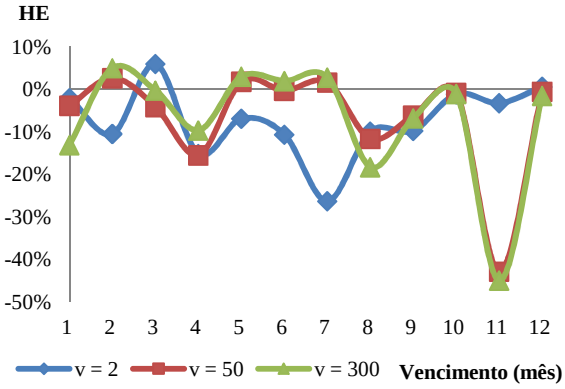
E o vencimento em 03 meses, apesar de possui uma razão ótima média *H* abaixo do hedge total, o desvio-padrão dessas razões ótimas H (DP = 129%) foi superior ao mostrado pelo vencimento em 06 meses (DP = 28%). Assim, foi escolhido esse vencimento por ter apresentado uma menor variabilidade dos valores de *H*.

E finalizando esta etapa de apresentação dos resultados para o hedge via abordagem Média-Gini, as Figuras 215 a 224 mostram os valores de tais efetividades do hedge para a uva, por vencimento e grau de aversão à perdas.

Para o Período 1, os resultados vistos nas Figuras 215 e 216 indicam, num primeiro momento, uma aproximação entre seus valores, como se o grau de aversão à perdas não interferisse na efetividade do hedge.

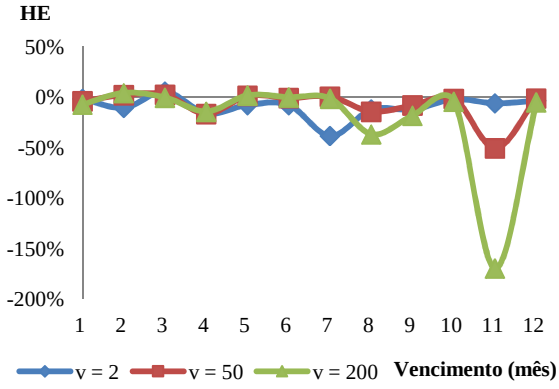
Com o emprego do teste ANOVA, a 5% de significância, foi confirmada a igualdade estatística entre os valores de HE vista tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,987) como na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,493). Com o teste KW, a similaridade estatística também permanece na MEG (*p-value* = 0,547) e na U-MEG (*p-value* = 0,474), mesmo que os valores vistos no vencimento em 11 meses diferenciem-se dos demais.

Figura 215. HE MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

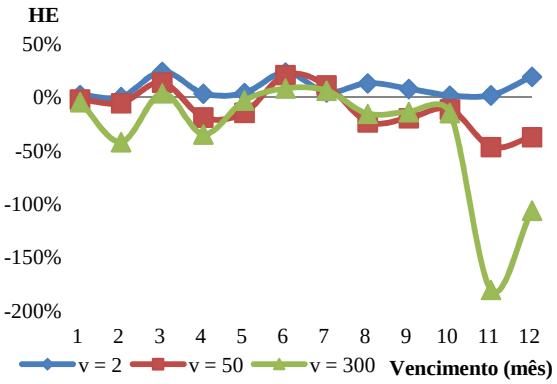
Figura 216. HE U-MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

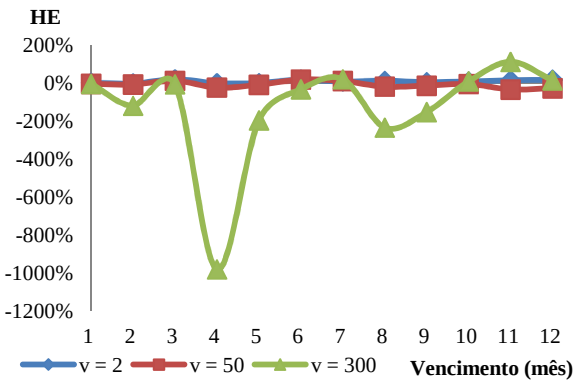
Nas Figuras 215 e 216, também foi visto que HE não tendeu para seu valor total (100%) com o aumento do prazo de vencimento. Pela correlação de Pearson, a 5% de significância, não foi observada nenhuma relação entre o prazo de vencimento e as efetividades do hedge, dada a nulidade de tais correlações. E pelo teste T para uma amostra, também foi rejeitada a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 215 e 216 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100%, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%.

Figura 217. HE MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 218. HE U-MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

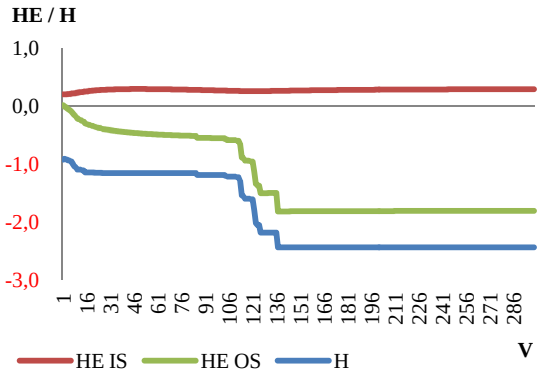
A respeito do Período 2 da uva, as Figuras 217 e 218 exibem os resultados da efetividade do hedge, os quais, *a priori*, apontam para uma aproximação entre os valores das séries, ainda que existam vencimentos divergentes nas séries com $\nu = 300$.

Nelas, ter a máxima aversão à perdas, no Período 2 da uva, implicou nas melhores efetividades no âmbito do hedge, com ambas as abordagens. Este fato indica uma ausência da persistência inter-períodos para com a razão ótima de hedge, obtida a partir dos dados definidos como “dentro do período”.

Novamente para ilustrar esta assertiva, as Figuras 219 e 220 trazem os resultados das menores efetividades de hedge vistas nas Figuras 217 e 218 (vencimento em 11 meses na MEG, e em 04 meses na U-MEG), comparando os valores de HE calculados dentro do período (IS) e fora do período (OS), com o aumento do grau de aversão à perdas (ν).

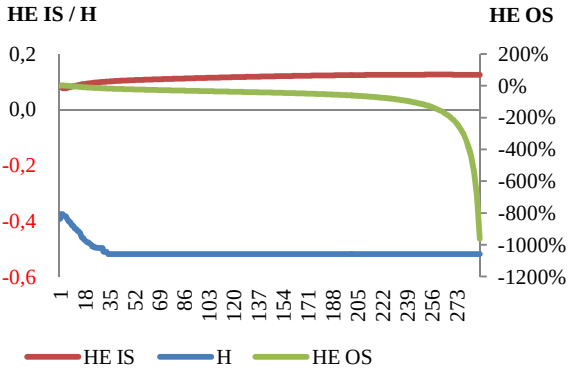
Em ambas as figuras supracitadas, são vistos que, para os dados dentro do período, a efetividade do hedge aumenta com o grau de aversão à perdas (ver linhas em vermelho), conforme previsto pela própria teoria sobre hedging.

Figura 219. MEG 11M Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 220. U-MEG 04M Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Todavia, ao utilizar os mesmos valores ótimos de *H* (ver linhas em azul) para os dados fora do período, fica evidente a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, dada a ocorrência de valores negativos de HE, ou da aparente violação da teoria do hedging, em ambas as abordagens.

Pelo teste ANOVA, é confirmada, a 5% de significância, a existência de diferença entre as médias de HE por grau de aversão à perdas na abordagem MEG (*p-value* = 0,021); na abordagem U-MEG, tais diferenças são comprovadas a 10% de significância (*p-value* = 0,094). Mas pelo teste não paramétrico KW, a ocorrência dessas diferenças, em ambas as abordagens, aparecem a 5% de significância (MEG *p-value* = 0,004; U-MEG *p-value* = 0,027). O surgimento dessas diferenças se dá eminentemente pelos valores discrepantes vistos no vencimento em 11 meses na abordagem MEG, e em 04 meses na abordagem U-MEG.

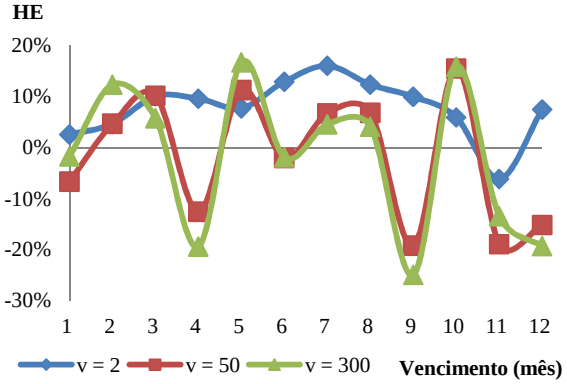
Pela correlação de Pearson, a 5% de significância, a única situação em que ela foi significativa e negativa entre HE e o prazo de vencimento ocorreu com ν = 50, na abordagem MEG (r = -0,607; *p-value* = 0,036), tendo as demais situações apresentado correlações nulas.

E com o teste T para uma amostra, rejeitou-se a hipótese de que os valores vistos nas Figuras 217 e 218 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100% em todos os graus de aversão à perdas, dado que todos os *p-values* foram menores que 2%.

Sobre o Período 3 da uva, é possível verificar graficamente, nas Figuras 221 e 222, uma “aparente” aproximação entre as séries de dados HE, em ambas as abordagens. Na Figura 222, o resultado para o vencimento em 12 meses foi retirado das análises por ter sido considerado um *outlier* (-1.962%).

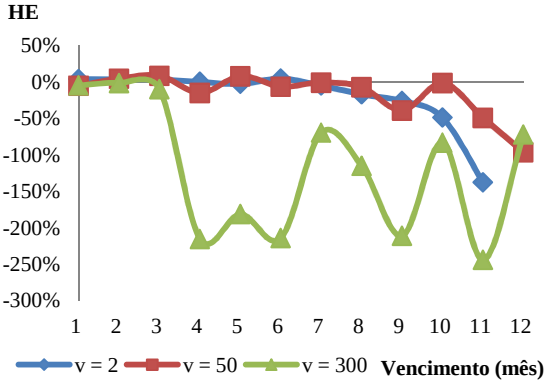
Pelo teste ANOVA, foi confirmada, *a priori*, a semelhança estatística entre os grupos por grau de aversão à perdas em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,082; U-MEG *p-value* = 0,472).

Figura 221. HE MEG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 222. HE U-MEG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Contudo, ao aplicar o teste não paramétrico KW, a semelhança estatística só foi ratificada para a abordagem MEG (*p-value* = 0,122), rejeitando assim a igualdade entre as médias das séries de dados HE na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,003), sendo a série com ν = 300 a de pior desempenho, visto na Figura 222.

Ao aplicar a correlação de Pearson a 5% de significância entre as séries de dados HE e o prazo de vencimento, ele somente foi relevante, porém negativo, na abordagem U-MEG, para as séries com ν = 2 (r = -0,742; *p-value* = 0,009) e ν = 50 (r = -0,704; *p-value* = 0,011). E pelo teste T para uma amostra, todos os resultados indicaram a rejeição da hipótese de que os valores observados nas Figuras 221 e 222 vêm de uma população com média (ou valor esperado) igual a 100% em todos os graus de aversão à perdas, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%.

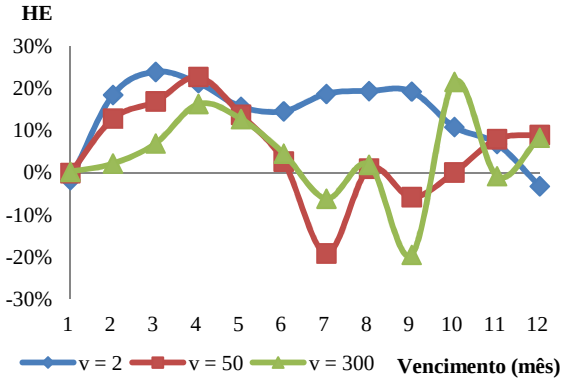
Quanto à Período 4 da uva, é percebida na Figura 223 que a série de dados HE com ν = 2 (mínima aversão à perdas), na média, obteve melhores resultados que as demais séries de dados HE, à medida que o grau de aversão à perdas aumenta, evidenciando novamente a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*.

Na Figura 224, a série de dados HE com ν = 300 destaca-se das demais, particularmente pelos resultados de HE vistos nos vencimentos em 06 (maior) e 09 (menor)

meses, sendo estes considerados *outliers* da série. Na média, a série de dados HE com ν = 2 também obteve os melhores resultados, atestando mais uma vez a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*.

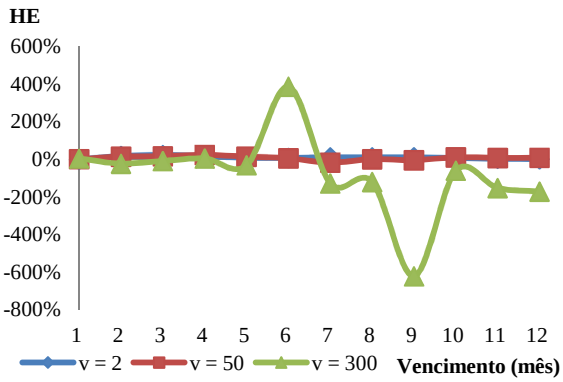
Estatisticamente, o teste ANOVA apontou, *a priori*, para a igualdade entre as médias das séries tanto na abordagem MEG (*p-value* = 0,057) como na U-MEG (*p-value* = 0,196).

Figura 223. HE MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 224. HE U-MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Entretanto, com o emprego do teste não paramétrico KW, a semelhança estatística só foi mantida para a abordagem MEG (*p-value* = 0,071), rejeitando assim a igualdade entre as médias das séries de dados HE na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,002), sendo a série com ν = 300 a de pior desempenho médio, visto na Figura 224.

Pelo emprego da correlação de Pearson, todos os casos obtiveram correlações consideradas estatisticamente nulas entre o prazo de vencimento e as séries de dados HE. E pelo teste T para uma amostra, foram rejeitadas todas as situações de grau de aversão à perdas cujas séries de dados HE vem de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, dado que seus *p-values* foram menores que 2%.

Seguindo o mesmo procedimento aplicado para a manga e o melão, a Tabela 27 traz as médias das razões ótimas (H) e da efetividade (HE) dos períodos da uva, agrupadas por prazo de vencimento mensal e grau de aversão à perdas.

Logo, nota-se que para a abordagem MEG, à medida que o grau de aversão à perdas aumenta, os resultados médios das maiores efetividades do hedge diminuem, indicando que o maior grau de propensão à perdas é a melhor alternativa para o investidor. Contudo, esta situação que "aparentemente" contraria a teoria do hedge se dá por causa a ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas *H*, que não produziram nos dados fora do período os resultados ocorridos nos dados dentro do período.

Tabela 27. H e HE médio para a Uva, via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG)

Esta tabela mostra os valores das razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE) médias para a uva (equações 57 a 60), por prazo mensal e abordagem MEG/U-MEG, por grau de aversão às perdas, destacando os vencimentos mais efetivos cuja razão ótima (H) não ultrapasse 100%.

Prazo	H MEG			H U-MEG		
	v = 2	**v = 50**	**v = 300**	**v = 2**	**v = 50**	**v = 300**
1	0,0737	-0,0891	-0,0534	0,1161	-0,0741	0,0364
2	-0,5406	-0,2491	-0,6673	-0,4668	-0,2400	-0,6673
3	-0,9161	-0,7380	-0,2509	-0,8545	-0,6100	-0,2509
4	-0,6674	-0,6288	-0,5576	-0,5676	-0,6106	-0,5576
5	-0,6018	-0,4884	-0,3644	-0,4154	-0,4122	-0,3644
6	-0,7231	-0,6320	-0,5204	-0,4856	-0,5821	-0,2721
7	-0,7781	-0,3935	-0,1558	-0,6222	-0,3660	-0,1503
8	-0,7269	-0,5471	-0,2346	-0,5162	-0,4910	-0,2346
9	-0,7241	-0,6595	-0,5679	-0,5213	-0,5612	-0,4936
10	-0,6300	-0,7534	-0,5976	-0,3934	-0,6841	-0,2545
11	-0,7170	-0,8638	-1,3273	-0,4024	-0,7839	-0,9908
12	-0,5824	-0,5371	-0,6985	-0,3217	-0,5340	-0,3086
Prazo	**HE MEG (%)**			**HE U-MEG (%)**		
	v = 2	**v = 50**	**v = 300**	**v = 2**	**v = 50**	**v = 300**
1	0,2	-3,2	-4,8	0,8	-2,9	-2,8
2	3,2	3,6	-5,6	1,8	3,3	-35,1
3	15,9	9,2	4,0	12,9	9,8	-6,3
4	4,8	-6,1	-11,9	0,3	-7,9	-301,7
5	5,1	3,1	7,3	-0,4	3,6	-101,8
6	10,0	5,3	3,2	5,7	4,1	34,8
7	3,2	0,0	1,8	-5,8	-1,7	-44,6
8	8,7	-6,8	-7,0	-1,4	-9,9	-126,7
9	6,8	-12,7	-16,3	-5,5	-16,5	-251,0
10	4,3	0,8	5,4	-9,0	0,7	-34,6
11	-0,2	-25,1	-60,0	-31,6	-31,7	-113,6
12	6,0	-11,1	-29,7	-486,5	-29,2	-58,4

Fonte: Dados da pesquisa.

No caso da abordagem U-MEG, o melhor resultado médio para HE ocorreu com ν = 300, o que num primeiro momento, condiz com a teoria do hedge. Entretanto, vale ressaltar que o desvio-padrão no vencimento em 06 meses foi de 252%, em contrate com o vencimento em 03 meses (DP = 10%) visto quando ν = 02, sugerindo assim a ausência da persistência inter-períodos também na abordagem U-MEG.

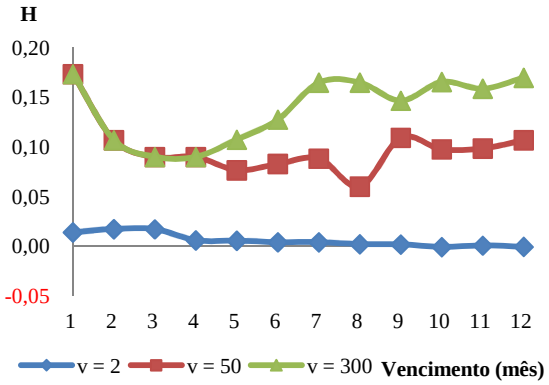
Nesse sentido, são recomendados os vencimentos em 03 meses, em ambas as abordagens, porque além de atenderem ao pré-requisito de possuírem valores ótimos de *H* menores ou iguais a 100%, apresentaram os maiores valores com os menores desvios-padrão.

Nesta fase de apresentação dos resultados para as abordagens Média-Gini, são mostrados os valores das razões ótimas do cross-hedge (CH) entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* das frutas aqui analisadas, por prazo de vencimento.

Assim, as Figuras 225 e 226 trazem os resultados das razões ótimas CH entre o preço futuro do petróleo e o preço *spot* da manga para o Período 1 (Jan/1989 a Dez/1993). Nelas, é visto que à medida que o prazo de vencimento aumenta, as razões ótimas de CH não tendem

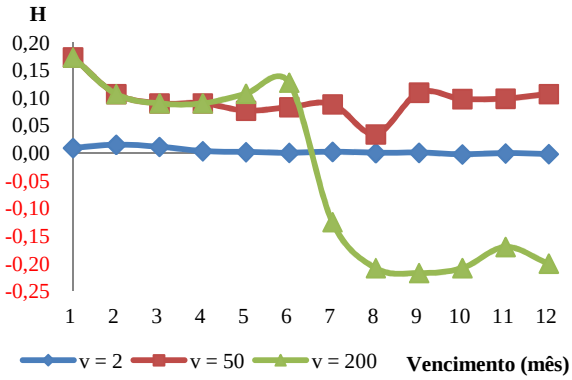
para o hedge total, em ambas as abordagens, rejeitando a hipótese formulada por Chen, Lee e Shrestha (2004). Este mesmo resultado é confirmado pelo teste T para uma amostra, a 5% de significância, de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%.

Figura 225. CH MEG Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 226. CH U-MEG Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Ademais, é visto que, para a abordagem MEG, os valores de CH apontam, majoritariamente, para contratos com posições compradas, variando entre 0,1732 e -0,0007. Já para a abordagem U-MEG, os valores de CH oscilaram entre 0,1732 e -0,2174, destacando-se os resultados para ν = 300, que mudam de posições compradas para vendidas a partir do vencimento em 07 meses. E diante dessas faixas de valores, não fez sentido calcular a correlação entre os valores de CH e o prazo de vencimento, dado que mesmo que se identifique a existência de uma relação, ela não foi suficiente para promover o hedge total.

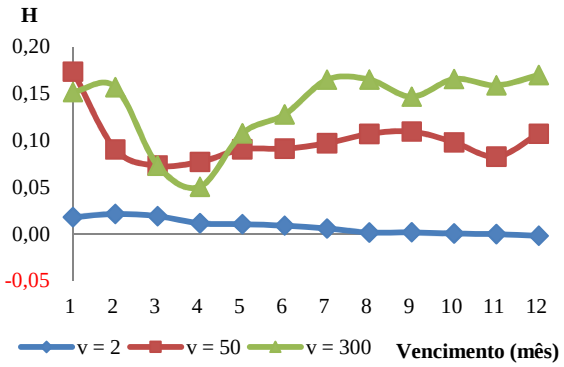
Por fim, o teste ANOVA confirma, a 5% de significância, a existência de diferenças entre as médias das séries de dados do CH por grau de aversão à perdas, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,006). Este mesmo resultado também foi confirmado pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,005), sugerindo que o grau de aversão à perdas influenciou nas razões ótimas do CH.

Para o Período 2 (Jan/1989 a Dez/1998), as Figuras 227 e 228 também indicam que a razão ótima do CH não tendeu para o hedge total (100%) com o aumento do prazo de vencimento, rejeitando novamente a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

Tal resultado é corroborado pelo teste T para uma amostra, a 5% de significância, de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%.

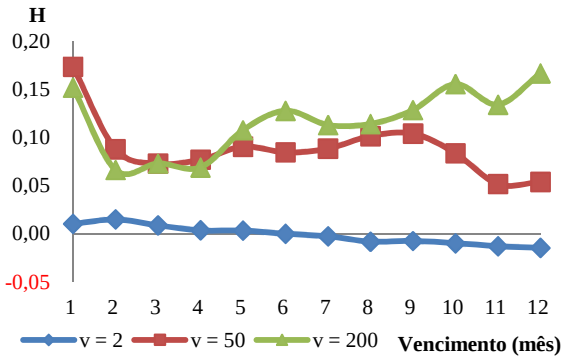
Em complemento, também foi observado que, para a abordagem MEG, os valores de CH apontam, em sua maioria, para contratos com posições compradas, variando entre 0,1732 e -0,0022.

Figura 227. CH MEG Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 228. CH U-MEG Período 2 Manga

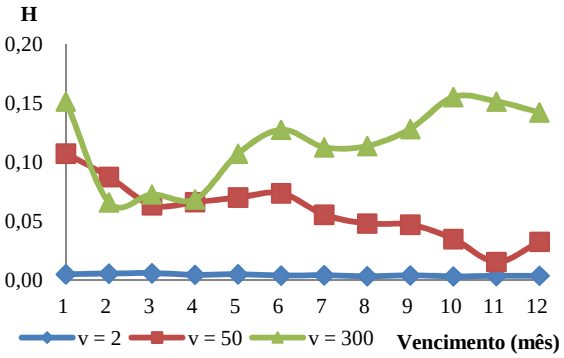


Fonte: Dados da pesquisa.

Na abordagem U-MEG, os valores de CH variaram entre 0,1732 e -0,0149, enfatizando-se os resultados para ν = 200, sendo os maiores em posições compradas a partir do vencimento em 05 meses. Novamente, não fez sentido calcular a correlação entre os valores de CH e o prazo de vencimento, uma vez que mesmo que se encontre uma relação significativa, ela não foi suficiente para causar o hedge total.

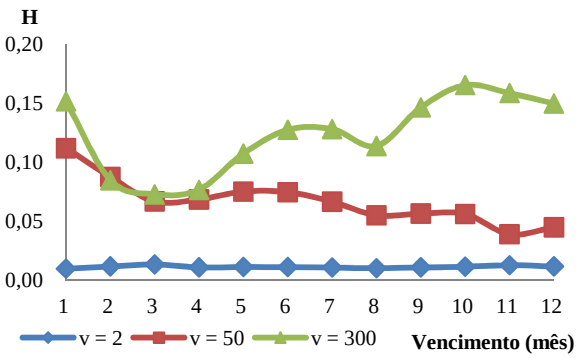
O teste ANOVA confirmou, a 5% de significância, a ocorrência de diferenças entre as médias das séries de dados do CH por grau de aversão à perdas, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000). Tal resultado também foi abonado pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), indicando novamente que o grau de aversão à perdas afetou as razões ótimas do CH.

Figura 229. CH MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 230. CH U-MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

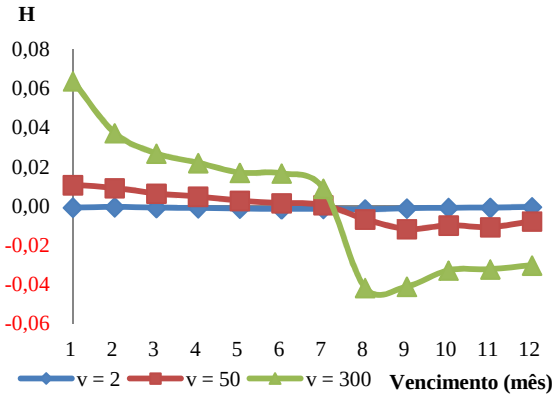
Sobre o Período 3 da manga (Jan/1989 a Dez/2003), as Figuras 229 e 230 também mostram que os valores de CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não tendeu para o hedge total (100%) com o aumento do prazo de vencimento do contrato de cross-hedge do

preço futuro do petróleo. E o teste T para uma amostra, a 5% de significância, rejeitou a hipótese de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%.

Sobre a variabilidade dos valores de CH, notou-se que, para a abordagem MEG, eles estão, em sua maioria, em contratos com posições compradas, compreendidos entre 0,1552 e 0,0061. Na abordagem U-MEG, os valores de CH variaram entre 0,1654 e 0,0099. Novamente, não foi necessário calcular a correlação entre os valores de CH e o prazo de vencimento, dado que mesmo que se ache uma relação significativa, ela não foi suficiente para provocar o hedge total.

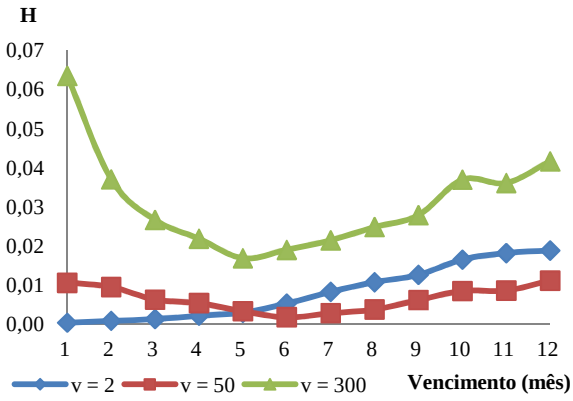
Quanto ao teste ANOVA, este indicou, a 5% de significância, a ocorrência de diferenças entre as médias das séries de dados do CH por grau de aversão à perdas, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000). Este mesmo resultado também foi apontado pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), mostrando novamente que o grau de aversão à perdas afetou as razões ótimas do CH.

Figura 231. CH MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 232. CH U-MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Por fim, as Figuras 231 e 232 ilustram para o Período 4 (Jan/1989 a Dez/2008) da manga que, com o aumento do prazo de vencimento, os valores de CH não tenderam para o hedge total (100%), independente do grau de aversão à perdas do contrato futuro.

O teste T para uma amostra, a 5% de significância, novamente rejeitou a hipótese de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%, o que implica na rejeição da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

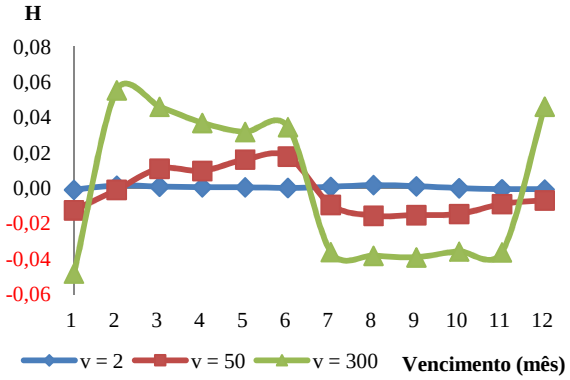
Os valores de CH para a abordagem MEG oscilaram entre 0,0635 e -0,0419, cujo destaque se dá para as séries com ν = 50 e ν = 300, nas quais seus valores de CH mudaram de

posições compradas para vendidas a partir do vencimento em 08 meses. Na abordagem U-MEG, os valores de CH variaram entre 0,0635 e 0,0003, mas sempre em posições compradas, estando a série com ν = 300 possuindo os maiores valores de CH.

Com o uso do teste ANOVA, este mostrou, a 5% de significância, uma semelhança estatística entre as séries de dados do CH para a abordagem MEG (*p-value* = 0,958), e a ocorrência de diferenças entre as médias das séries de dados do CH por grau de aversão à perdas, na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000). Estes resultados também foram vistos pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,671; U-MEG *p-value* = 0,000), sugerindo que o grau de aversão à perdas somente afetou, em termos estatísticos, as razões ótimas do CH para a abordagem U-MEG.

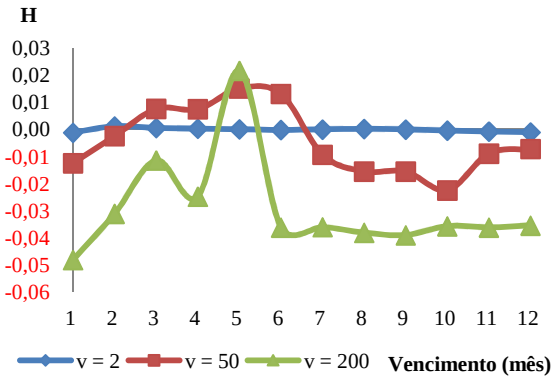
Para o Período 1 do melão, as Figuras 233 e 234 trazem os resultados das razões ótimas CH, nas quais são vistas que à medida que o prazo de vencimento aumenta, as razões ótimas de CH não tendem para o hedge total, em ambas as abordagens, rejeitando assim a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

Figura 233. CH MEG Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 234. CH U-MEG Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Este mesmo resultado é confirmado pelo teste T para uma amostra, a 5% de significância, de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%, dado que os p-values foram todos menores que 1%.

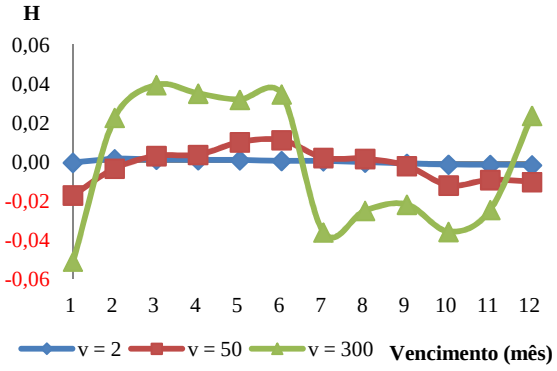
Adicionalmente, é observado que, para a abordagem MEG, os valores de CH tiveram um comportamento oscilatório com o aumento, em conjunto, do prazo de vencimento e do grau de aversão à perdas, variando entre posições compradas e vendidas de cross-hedge entre 0,0553 e -0,0482. Para a abordagem U-MEG, mesmo com alguns comportamentos oscilatórios vistos, os valores de CH são predominantemente em posições vendidas, variando entre 0,0216 e -0,0012. E dada tais faixas de valores, não fez sentido calcular a correlação

entre os valores de CH e o prazo de vencimento, uma vez que, mesmo que se identifique a existência de uma relação, ela não foi suficiente para promover o hedge total.

E quanto ao teste ANOVA, este confirmou, a 5% de significância, uma semelhança estatística entre as séries de dados do CH para a abordagem MEG (*p-value* = 0,929), e a ocorrência de diferenças entre as médias das séries de dados do CH por grau de aversão à perdas, na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000). Tais resultados também foram vistos pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,661; U-MEG *p-value* = 0,000), indicando que o grau de aversão à perdas somente influenciou, estatisticamente, as razões ótimas do CH para a abordagem U-MEG.

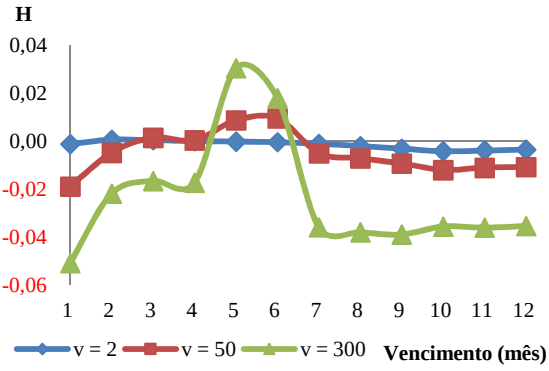
Em relação à Período 2 (Jan/1989 a Dez/1998) do melão, as Figuras 235 e 236 também mostram que a razão ótima do CH não tendeu para o hedge total (100%) com o aumento do prazo de vencimento, rejeitando novamente a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004). Este resultado é confirmado pelo teste T para uma amostra, a 5% de significância, de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%, com *p-values* menores que 1%.

Figura 235. CH MEG Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 236. CH U-MEG Período 2 Melão



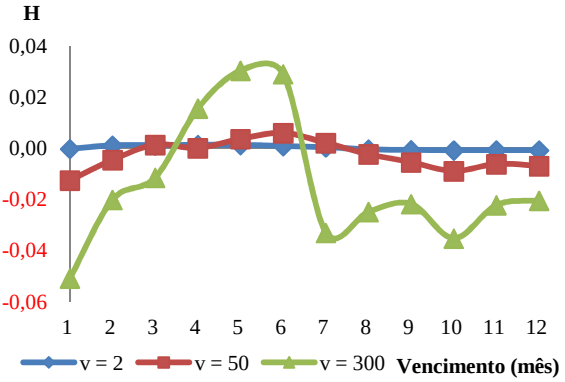
Fonte: Dados da pesquisa.

Ademais, é visto que, para a abordagem MEG, os valores de CH continuaram a ter um comportamento oscilatório com o aumento, em conjunto, do prazo de vencimento e do grau de aversão à perdas, variando entre posições compradas e vendidas de cross-hedge entre 0,0393 e -0,0510. Na abordagem U-MEG, mesmo com a continuidade de certas oscilações vistas, os valores de CH permanecem majoritariamente em posições vendidas, variando entre 0,0304 e -0,0510. E por causa de tais faixas de valores, não fez sentido, de novo, calcular a correlação entre os valores de CH e o prazo de vencimento, dado que, mesmo que se ateste a existência de uma relação, ela não foi suficiente para promover o hedge total.

O teste ANOVA também confirmou, a 5% de significância e tal como visto no Período 1, uma semelhança estatística entre as séries de dados do CH para a abordagem MEG (*p-value* = 0,975), e a ocorrência de diferenças entre as médias das séries de dados do CH por grau de aversão à perdas, na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,002). Estes resultados também foram vistos pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,999; U-MEG *p-value* = 0,004), demonstrando que o grau de aversão à perdas somente influenciou, estatisticamente, as razões ótimas do CH para a abordagem U-MEG.

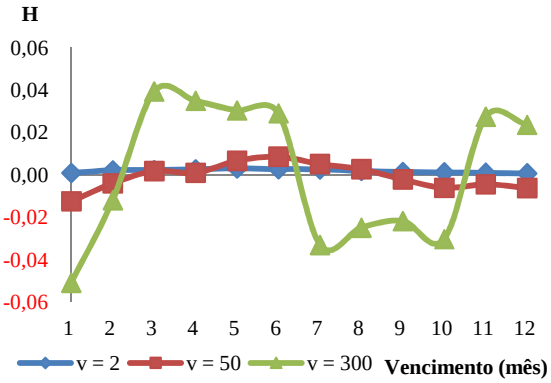
Sobre o Período 3 do melão (Jan/1989 a Dez/2003), as Figuras 237 e 238 também mostraram, mais uma vez, que os valores de CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não tendeu para o hedge total (100%) com o aumento do prazo de vencimento. O teste T para uma amostra, por sua vez, a 5% de significância, também rejeitou a hipótese de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%.

Figura 237. CH MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 238. CH U-MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

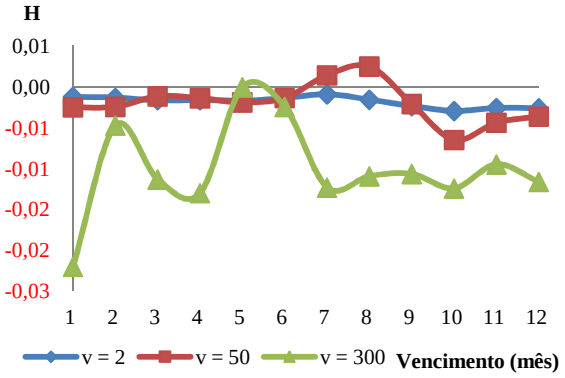
Em ambas as abordagens apresentadas nas Figuras 237 e 238, foi identificado o mesmo comportamento oscilatório anteriormente visto nos valores de CH com o aumento concomitante do prazo de vencimento e grau de aversão à perdas. Na abordagem MEG, os valores de CH variaram entre 0,0304 e -0,0510, enquanto que na abordagem U-MEG eles pertenceram à faixa entre 0,0393 e -0,0510. Mais uma vez, não fez sentido calcular a correlação entre os valores de CH e o prazo de vencimento, dado que, mesmo que se ateste a existência de uma relação, ela não foi suficiente para promover o hedge total.

Num primeiro momento, o teste ANOVA confirmou, a 5% de significância, a ocorrência de uma semelhança estatística entre as séries de dados do CH, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,074; U-MEG *p-value* = 0,942), indicando *a priori* que o grau de aversão à perdas não interferiu nos valores de CH. Contudo, ao aplicar o teste não

paramétrico KW, também a 5% de significância, este revelou a ocorrência de diferenças estatísticas entre as médias das séries de dados na abordagem MEG (*p-value* = 0,044) e a permanência da semelhança estatística das médias das séries de dados na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,0773), evidenciando que o grau de aversão à perdas somente influenciou, estatisticamente, as razões ótimas do CH para a abordagem MEG.

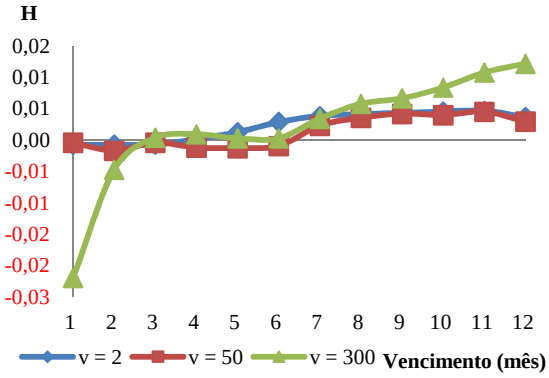
Finalizando a apresentação dos resultados do cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* do melão, as Figuras 239 e 240 mostram os valores obtidos com o Período 4 (Jan/1989 a Dez/2008), os quais, novamente, indicaram que com o aumento do prazo de vencimento, os valores de CH não tenderam para o hedge total (100%), desconexos do grau de aversão à perdas do contrato futuro.

Figura 239. CH MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 240. CH U-MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

O teste T para uma amostra, a 5% de significância, mais uma vez rejeitou a hipótese de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%, o que implica na rejeição da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

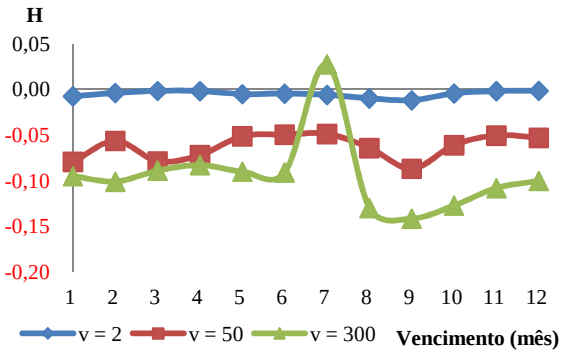
Os valores de CH para a abordagem MEG oscilaram entre 0,0025 e -0,0220, com resultados que indicam uma predominância de posições vendidas. Na abordagem U-MEG, os valores de CH variaram entre 0,0121 e -0,0220, iniciando com posições vendidas, porém migrando para posições compradas com o aumento do prazo de vencimento.

Pelo teste ANOVA, foi visto, a 5% de significância, uma diferença estatística entre as médias das séries de dados do CH para a abordagem MEG (*p-value* = 0,000) por grau de aversão à perdas, e a ocorrência de semelhanças entre as médias das séries de dados do CH, na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,905). Estes resultados também foram vistos pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,001; U-MEG *p-value* = 0,348),

indicando que o grau de aversão à perdas somente afetou, em termos estatísticos, as razões ótimas do CH para a abordagem MEG, também já visto no Período 3.

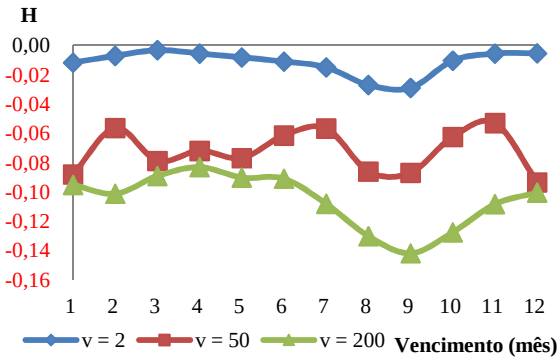
E para finalizar a apresentação das razões ótimas de CH, as Figuras 241 e 242 trazem os resultados para o Período 1 da uva (Jan/1989 a Dez/1993), nas quais também são vistas que à medida que o prazo de vencimento aumenta, as razões ótimas de CH não tendem para o hedge total (100%), em ambas as abordagens.

Figura 241. CH MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 242. CH U-MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

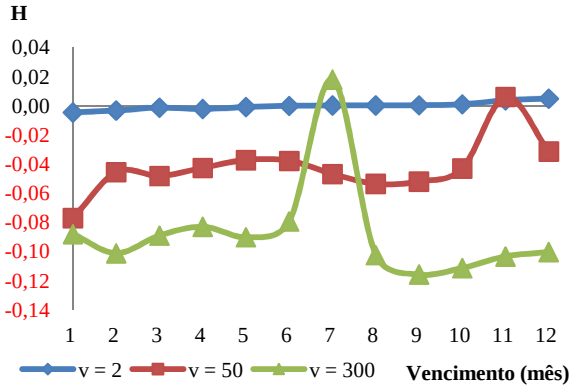
Esta mesma conclusão é confirmada pelo teste T para uma amostra, a 5% de significância, de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%, dado que os *p-values* foram todos menores que 1%, rejeitando, portanto, a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

Ademais, é notado que, em ambas as abordagens, as razões ótimas de CH estão predominantemente em posições vendidas, lembrando um comportamento estacionário. Entretanto, é percebido que à medida que o grau de aversão à perdas aumenta, os valores médios das razões ótimas de CH aumentam.

E neste quesito, o teste ANOVA confirmou, a 5% de significância, a diferença estatística entre as séries de dados do CH em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), por grau de aversão à perdas. Tais resultados também foram vistos pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), indicando a influência do grau de aversão à perdas no aumento das razões CH.

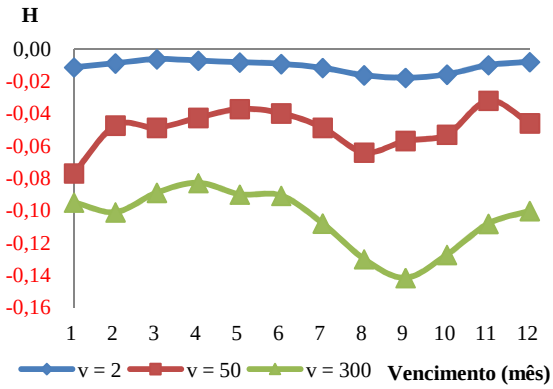
Sobre o Período 2 (Jan/1989 a Dez/1998) da uva, as Figuras 243 e 244 também indicam que a razão ótima do CH não tendeu para o hedge total (100%) com o aumento do prazo de vencimento, rejeitando novamente a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004). Este resultado é confirmado pelo teste T para uma amostra, a 5% de significância, de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%, com *p-values* menores que 1%.

Figura 243. CH MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 244. CH U-MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Semelhante ao visto para o Período 1, em ambas as abordagens, as razões ótimas de CH estão, em sua maioria, em posições vendidas, lembrando um comportamento estacionário, tornando desnecessário o cálculo das correlações entre séries CH e prazo de vencimento. Todavia, é entendido que à medida que o grau de aversão à perdas aumenta, os valores médios das razões ótimas de CH também aumentam.

Novamente, o teste ANOVA confirmou, a 5% de significância, a diferença estatística entre as séries de dados do CH em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), por grau de aversão à perdas. Estes resultados também foram vistos pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), apontando a interferência do grau de aversão à perdas no aumento das razões CH.

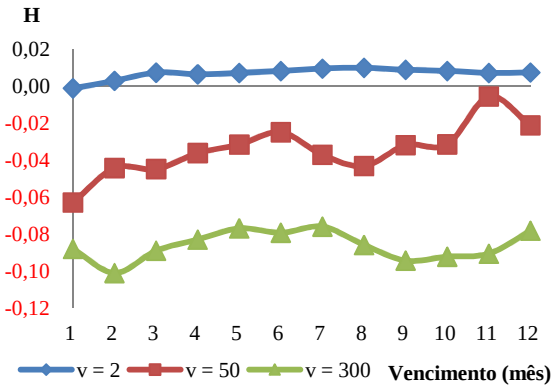
Para o Período 3 da uva (Jan/1989 a Dez/2003), as Figuras 245 e 246 novamente mostraram que os valores de CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não tendeu para o hedge total (100%) com o aumento do prazo de vencimento. O teste T para uma amostra, por sua vez, a 5% de significância, também rejeitou a hipótese de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%.

Tal como já visto para os períodos 1 e 2, as séries de dados parecem assumir um comportamento estacionário, com exceção para a série CH com ν = 300 na abordagem U-MEG, a qual assume um comportamento oscilatório a partir do vencimento em 07 meses, o que justifica a não realização do cálculo das correlações entre o prazo de vencimento e as séries de dados do CH.

Assim, o teste ANOVA atestou, a 5% de significância, a diferença estatística entre as séries de dados do CH em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), por grau de aversão à perdas. Estes resultados também foram vistos pelo teste não

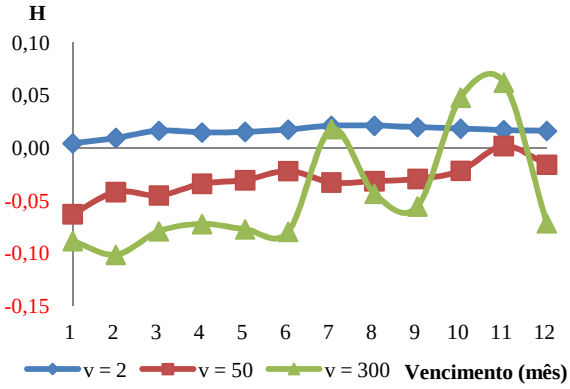
paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,001), mostrando a relação do grau de aversão à perdas no aumento das razões CH.

Figura 245. CH MEG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

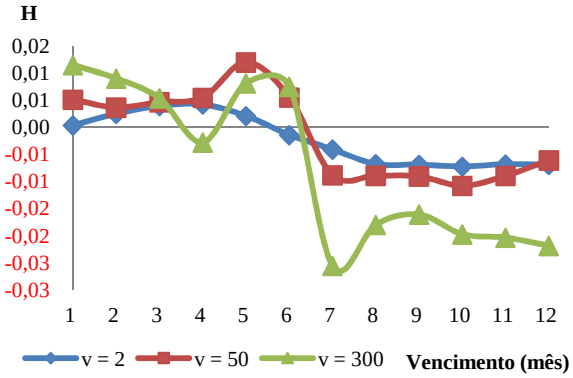
Figura 246. CH U-MEG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

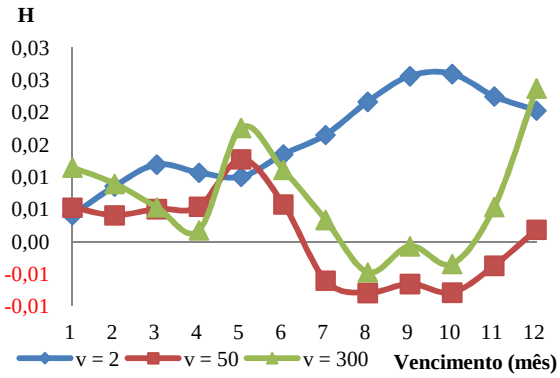
E para terminar a exibição dos resultados do cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* da uva, as Figuras 247 e 248 mostram os valores obtidos com o Período 4 (Jan/1989 a Dez/2008), os quais apontaram que com o aumento do prazo de vencimento, os valores de CH não tenderam para o hedge total (100%), desconectados do grau de aversão à perdas do contrato futuro.

Figura 247. CH MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 248. CH U-MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

O teste T para uma amostra, a 5% de significância, mais uma vez rejeitou a hipótese de que os dados das séries do CH, em qualquer grau de aversão à perdas, não vem de uma população com uma média (valor esperado) de 100%, o que implica na rejeição da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

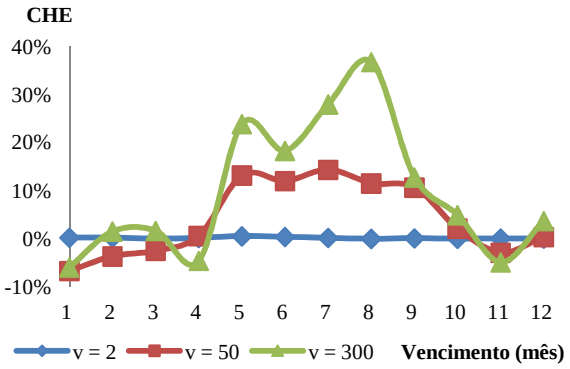
Na Figura 247, as séries de dados CH aparentam ter o mesmo comportamento e semelhança de resultados, independente do grau de aversão à perdas, para a abordagem MEG, enquanto que a Figura 248 mostra que as séries de dados CH se diferenciam com o aumento do grau de aversão à perdas.

Assim, o teste ANOVA, a 5% de significância, identificou uma semelhança estatística entre as médias das séries de dados do CH para a abordagem MEG (*p-value* = 0,357), e a ocorrência de diferenças entre as médias das séries de dados do CH, na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000), por grau de aversão à perdas. Estes resultados também foram vistos pelo teste não paramétrico KW, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,791; U-MEG *p-value* = 0,001), indicando que o grau de aversão à perdas somente afetou, em termos estatísticos, as razões ótimas do CH para a abordagem U-MEG.

Uma vez apresentadas as razões ótimas do cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* das frutas, o próximo passo é mostrar a efetividade obtida com esse cross-hedge (CHE), com dados fora do período e por prazo de vencimento. Além disso, também foi testada a outra hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), sobre o caso de se alcançar a efetividade total (100%) com o aumento do prazo de vencimento, bem como observar se o grau de aversão à perdas afeta a efetividade do hedge.

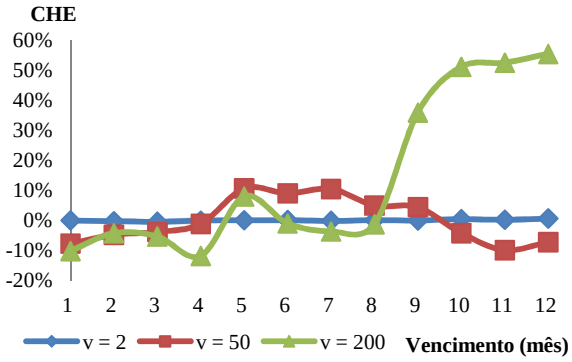
Assim, as Figuras 249 a 256 mostram os resultados do CHE para a manga, sendo comentadas por período. Para o Período 1 (Jan/1994 a Dez/1998), é visto que com o aumento do prazo de vencimento, as efetividades do hedge não alcançaram a efetividade total, independente do grau de aversão à perdas, em ambas as abordagens de Média-Gini citadas.

Figura 249. CHE MEG Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 250. CHE U-MEG Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados do teste T para uma amostra confirmam que as séries de dados CHE, vistas nas Figuras 249 e 250, não vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, dado que os *p-values* de todas as séries foram menores que 1%, tornando assim desnecessário o cálculo das correlações entre as séries de dados CHE e o prazo de vencimento. Para a abordagem MEG, destacou-se o vencimento em 08 meses, com ν = 300, alcançando 36,81% de efetividade com dados fora do período, enquanto que para a

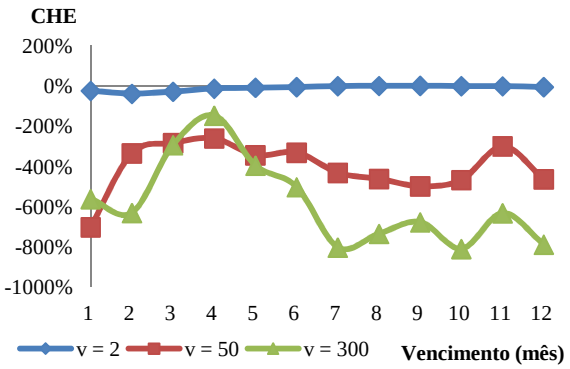
abordagem U-MEG, o vencimento em 12 meses, também com ν = 300, obteve o maior valor, com efetividade igual a 55,43% com dados fora do período.

Em seguida, usou-se o teste ANOVA para verificar a existência de semelhanças ou de diferenças entre as médias das séries de dados da CHE, por grau de aversão à perdas, dada a ocorrência de diferenças entre as razões ótimas de CH, vistas nas Figuras 225 e 226.

Em ambas as abordagens, a 5% de significância, o teste ANOVA, em contraste com os resultados calculados para o CH, confirmou a semelhança entre as médias das séries de dados CHE (MEG *p-value* = 0,055; U-MEG *p-value* = 0,066), muito embora ocorram alguns destaques, como visto entre os vencimentos em 05 e 08 meses na abordagem MEG, e entre 09 e 12 meses na abordagem U-MEG, com ν = 300. Pelo teste não paramétrico KW, este também corroborou para a semelhança entre as médias das séries de dados CHE, independente do grau de aversão à perdas (MEG *p-value* = 0,102; U-MEG *p-value* = 0,649).

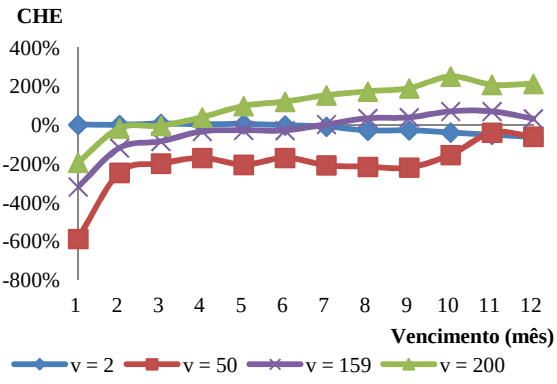
Para o Período 2 (Jan/1999 a Dez/2003), foram vistos resultados distintos por abordagem. Na MEG, é visto que, em média, a efetividade do cross-hedge piora com o aumento do grau de aversão à perdas, particularmente pela ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas de cross-hedge entre os dados dos períodos (dentro e fora).

Figura 251. CHE MEG Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 252. CHE U-MEG Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Por exemplo, o valor de CHE realizado para o vencimento em 10 meses e ν = 300 foi de -810%, para um CH igual a 0,1654, obtido com dados dentro do período (Jan/1989 a Dez/1998) e com uma expectativa de hedge de 18,79%. Já para os dados fora do período, o valor de CH foi de 0,0033, com uma efetividade do cross-hedge de 13,39%. Portanto, o planejamento das ações de cross-hedging ficou comprometido para a manga neste caso, dado que os valores esperados não foram atendidos, independente do grau de aversão à perdas, decorrentes de uma mudança estrutural nas séries de preços *spot* e futuros envolvidas.

Já para a abordagem U-MEG, foi percebido que, num contrato futuro com o mesmo vencimento, mesma razão de cross-hedge e apenas graus de aversão à perdas diferentes, eram obtidas efetividades de hedge completamente díspares, implicando na ultrapassagem de 100% de efetividade do cross-hedge.

Por exemplo, veja os resultados para o vencimento em 12 meses, com os graus de aversão à perdas (ν) em 159 e 200. Para ambos, a razão ótima do cross-hedge, obtida com dados dentro do período, é a mesma: CH = 0,1664. Entretanto, quando aplicados aos dados fora do período, e alterando somente o grau de aversão à perdas, têm-se os seguintes valores de efetividade do cross-hedge: CHE = 33,39% para ν = 159; e CHE = 214,25% para ν = 200.

Este fato aconteceu porque a equação (58), que informa a função utilidade do cross-hedge, deixou de ser negativa (com CH = 0) e passou a ser positiva (com CH = 0,1664) para ν = 200, o que não acontece para ν = 159: ela aumenta, mas permanece negativa. Logo, foi hipotetizado que, ao se empregar o modelo U-MEG, existe um determinado limiar de grau de aversão à perdas (ν) que, a partir dele, o investidor é compelido a fazer o máximo de hedge possível com vistas a maximizar sua função utilidade, de maneira que a razão ótima (*H* ou *CH*) tenderá a ± infinito, conforme $H \rightarrow \pm \infty$.

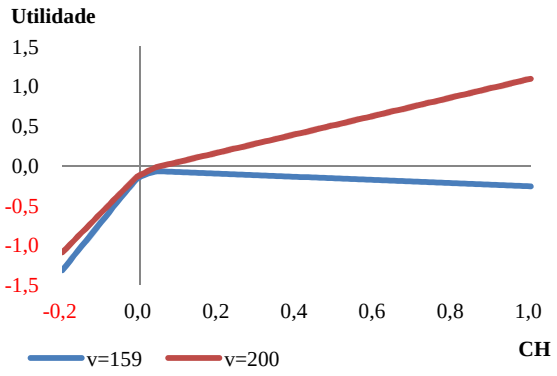
Para testar esta hipótese, calcularam-se os valores ótimos de CH para os dados fora do período. Com ν = 159, obteve-se CH = 0,0382; mas com ν = 200, CH tendeu para +∞. Isto ocorreu porque, especificamente neste caso, os valores de ν, acima do limiar de 159, interferem de tal maneira na equação (58) que seu valor máximo será com um $CH \rightarrow +\infty$, ao invés de se ter um valor máximo de CH definido e menor do que infinito.

Com vistas a ilustrar melhor este entendimento, as Figuras 253 e 254 mostram, respectivamente, os resultados das funções utilidade e efetividade do cross-hedge, no vencimento em 12 meses, para a abordagem U-MEG, com ν igual a 159 e 200.

Em ambas as Figuras, é percebido que, quando ν = 159, existe um ponto máximo (em azul), e qualquer valor de CH diferente de seu valor ótimo, resultará num resultado menor/ineficiente. Contudo, quando ν = 200 (em vermelho), quanto maior for o valor de CH, maior será o resultado das funções utilidade e CHE, tendendo seu máximo para infinito.

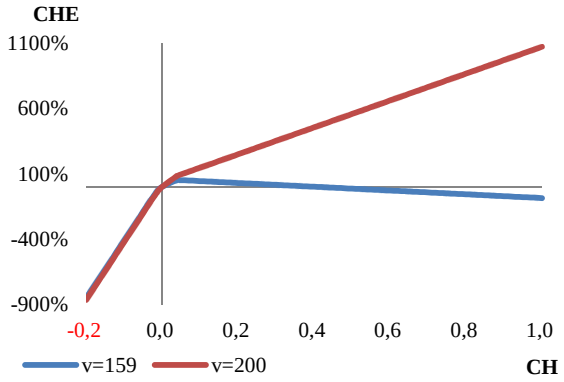
Há ainda as conjecturas de que o tamanho do período e possíveis mudanças estruturais nas séries de preços *spot*/futuros manga/petróleo contribuam para a ocorrência deste fenômeno, apontando para a sensibilidade da abordagem U-MEG a estes quesitos, dado que, ao mesmo tempo, o investidor quer maximizar o retorno e minimizar o risco.

Figura 253. Utilidade/CH U-MEG Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 254. CHE/CH U-MEG Manga



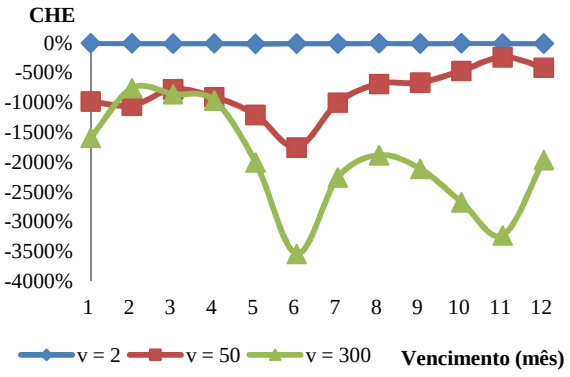
Fonte: Dados da pesquisa.

Já o teste ANOVA, este informou que existem diferenças entre as médias das séries de dados CHE, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), denotando que o grau de aversão à perdas interferiu na efetividade do cross-hedge. O teste não paramétrico KW ratificou os resultados obtidos pelo teste ANOVA da ocorrência de diferenças entre as séries de dados CHE (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000).

Quanto ao teste T para uma amostra, a única situação em que a hipótese da efetividade total, isto é, de que os valores de CHE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, foi confirmada foi para ν = 300 na abordagem U-MEG, com *p-value* = 0,925, fato este advindo do fenômeno para o hedge total visto nas Figuras 253 e 254.

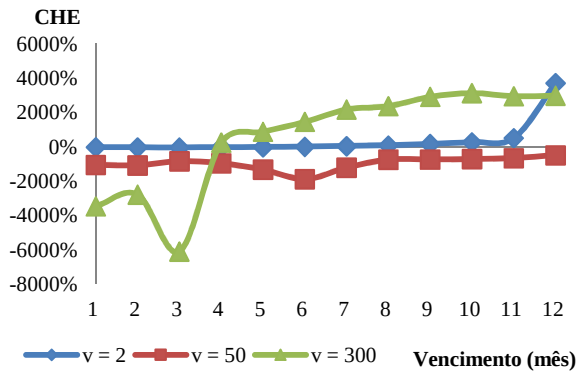
Sobre o Período 3 da manga (Jan/2004 a Dez/2008), os resultados foram parecidos com os vistos no Período 2, em ambas as abordagens, mostradas nas Figuras 255 e 256.

Figura 255. CHE MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 256. CHE U-MEG Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Na abordagem MEG, a efetividade do cross-hedge também decresceu com o aumento do grau de aversão à perdas, devido à ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas de cross-hedge entre os dados dos períodos (dentro e fora), além de não convergirem para a efetividade total com o aumento do prazo de vencimento.

Logo, aqui também as ações de cross-hedging ficaram afetadas para a manga porque novamente os valores esperados não foram atendidos, independente do grau de aversão à perdas, decorrentes de uma mudança estrutural nas séries de preços *spot* e futuros envolvidas.

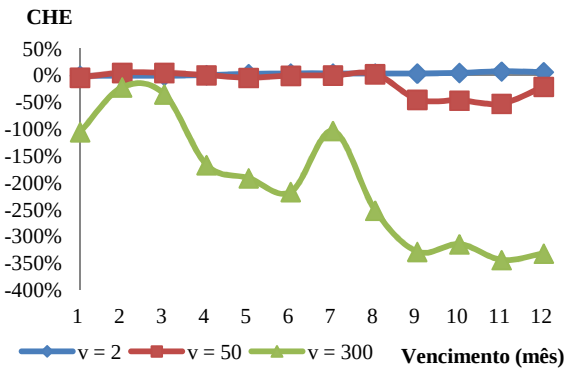
Já na abordagem U-MEG, a ocorrência do fenômeno que induz o investidor a fazer o máximo de hedge ($H \rightarrow \infty$) com vistas a maximizar sua função utilidade e efetividade do hedge repetiu-se no Período 3, haja vista que a partir vencimento em 04 meses e $\nu = 300$, os valores de CHE ultrapassam 200%.

Pelo teste T para uma amostra, as únicas situações em que a hipótese da efetividade total confirmou-se foram para $\nu = 2$ (*p-value* = 0,375) e $\nu = 300$ (*p-value* = 0,610), todas na abordagem U-MEG, muito embora os dados tenham ultrapassado a efetividade total.

Quanto ao teste ANOVA, este a 5% de significância identificou, *a priori*, diferenças entre as médias das séries de CHE na abordagem MEG (*p-value* = 0,000), enquanto que na abordagem U-MEG, encontrou-se semelhanças entre as médias (*p-value* = 0,105). Todavia, ao empregar o teste não paramétrico KW, este confirmou, em ambas as abordagens, a existência de diferenças entre as médias das séries de dados CHE (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,001), denotando que o grau de aversão à perdas interferiu em seus valores.

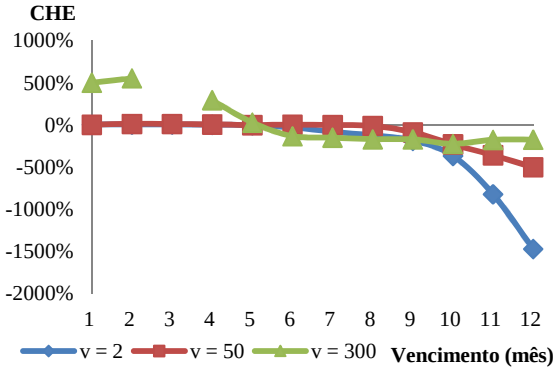
Por fim, as Figuras 257 e 258 trazem os resultados do CHE do Período 4 (Jan/2009 a Dez/2013), cujos comportamentos das séries de dados foram semelhantes aos já vistos nos períodos 2 e 3. Para U-MEG, o valor para o vencimento em 03 meses, com $\nu = 300$, foi retirado da figura por ter sido considerado um *outlier* (CHE = 5072%).

Figura 257. CHE MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 258. CHE U-MEG Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Na abordagem MEG, a efetividade do cross-hedge novamente diminuiu com o incremento do grau de aversão à perdas, por causa da ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas de cross-hedge entre os dados dos períodos (dentro e fora), bem como não tenderem para a efetividade total com o aumento do prazo de vencimento.

Com a abordagem U-MEG, o episódio do fenômeno que incita o investidor a fazer o máximo de hedge ($H \rightarrow \infty$) com vistas a maximizar sua função utilidade e efetividade do hedge repetiu-se no Período 4, porém somente entre os vencimentos de 01 a 03 meses. A partir do vencimento em 04 meses, foi possível encontrar razões ótimas de cross-hedge menores que $\pm \infty$, apontando para uma efetividade máxima do CH definida. E pelos resultados obtidos em ambas as abordagens de Média-Gini, o uso do cross-hedging fica comprometido na mitigação de riscos de preço da manga no longo prazo.

Uma vez que o supracitado fenômeno não se repetiu com tanta propriedade no Período 4, fica a inquietação sobre o tamanho do período e possíveis mudanças estruturais nas séries de preços *spot*/futuros manga/petróleo que, em conjunto, contribuem para o seu surgimento.

Com o teste T para uma amostra, o único caso em que a hipótese da efetividade total confirmou-se foi para $\nu = 300$ (*p-value* = 0,452), na abordagem U-MEG, ainda que os dados tenham ultrapassado a efetividade total, mas limitando-se aos vencimentos de 01 a 03 meses.

No teste ANOVA, este a 5% de significância apontou, *a priori*, diferenças entre as médias das séries de CHE na abordagem MEG (*p-value* = 0,000), porém achou semelhanças entre as médias (*p-value* = 0,159) na abordagem U-MEG. Com o teste não paramétrico KW, este ratificou, em ambas as abordagens, os resultados anteriormente obtidos (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,535), significando que o grau de aversão à perdas interveio somente nos valores de CHE na abordagem MEG.

Continuando com o mesmo procedimento aplicado para o hedge próprio das frutas, a Tabela 28 traz as médias das razões ótimas (CH) e da efetividade (CHE) do cross-hedge para os períodos da manga, agrupadas por prazo de vencimento mensal e grau de aversão à perdas.

Tal como anteriormente, serão enfatizados os prazos de vencimento que possuem a maior efetividade média do cross-hedge, desde que sua razão ótima média não exceda o hedge total (100%). Caso isso ocorra, é selecionado o prazo imediatamente inferior, até que esta condição seja atendida.

Portanto, nota-se que para a abordagem MEG, e independente do grau de aversão à perdas e do prazo de vencimento do contrato futuro, todos os resultados médios das efetividades do hedge foram negativas, cuja situação é justificada pela ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas *CH*, que não produziram nos dados fora do período os resultados ocorridos nos dados dentro do período.

Para a abordagem U-MEG, o melhor resultado médio para CHE ocorreu com $\nu = 300$, no vencimento em 10 meses, condizendo com a teoria do hedge.

Tabela 28. Cross-hedge para a Manga via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG)

Esta tabela mostra os valores das razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE) médias para o cross-hedge da manga (equações 57 a 60), por prazo mensal e abordagem MEG/U-MEG, por grau de aversão às perdas, destacando os vencimentos mais efetivos cuja razão ótima (H) não ultrapasse 100%.

Prazo	CH MEG			CH U-MEG		
(mês)	v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300
1	0,0090	0,1161	0,1350	0,0073	0,1172	0,1350
2	0,0108	0,0734	0,0916	0,0106	0,0729	0,0737
3	0,0102	0,0581	0,0655	0,0086	0,0589	0,0655
4	0,0052	0,0594	0,0576	0,0050	0,0601	0,0643
5	0,0049	0,0599	0,0847	0,0048	0,0613	0,0847
6	0,0038	0,0622	0,0998	0,0041	0,0609	0,1004
7	0,0031	0,0602	0,1127	0,0046	0,0615	0,0343
8	0,0012	0,0519	0,1004	0,0031	0,0485	0,0110
9	0,0015	0,0634	0,0950	0,0041	0,0689	0,0213
10	0,0004	0,0551	0,1133	0,0039	0,0614	0,0373
11	0,0008	0,0464	0,1091	0,0043	0,0494	0,0396
12	0,0001	0,0596	0,1128	0,0034	0,0541	0,0394
Prazo	**CHE MEG (%)**			**CHE U-MEG (%)**		
(mês)	**v = 2**	**v = 50**	**v = 300**	**v = 2**	**v = 50**	**v = 300**
1	-8,4	-425,5	-568,0	-6,0	-413,4	-701,1
2	-13,0	-348,0	-354,5	-8,4	-331,6	-513,4
3	-11,8	-266,5	-297,9	-9,8	-258,7	-1468,7
4	-6,6	-293,9	-322,9	-5,4	-282,4	177,6
5	-6,7	-387,2	-643,3	-6,2	-382,0	330,1
6	-4,5	-520,0	-1061,4	-8,5	-511,0	448,7
7	-3,2	-356,3	-785,6	-14,1	-354,8	624,8
8	-1,9	-285,8	-710,1	-19,3	-242,7	293,9
9	-2,9	-301,3	-777,8	-14,7	-262,1	816,7
10	-1,4	-247,2	-949,4	-34,8	-275,7	885,0
11	-2,0	-150,6	-1053,9	-92,5	-269,1	530,0
12	-4,2	-226,3	-771,6	544,5	-266,7	852,9

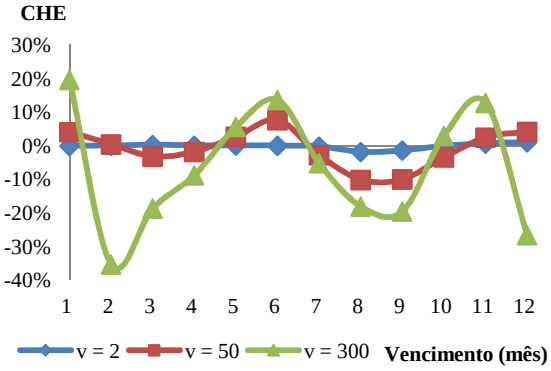
Fonte: Dados da pesquisa.

Entretanto, vale ressaltar que esse resultado médio considerado "*out of chart*" foi em decorrência de possíveis mudanças estruturais nas séries de preços spot/futuros manga/petróleo, fazendo com que os valores obtidos nos períodos 2 e 3 fossem acima de 100%. Já no Período 4, como não ocorreu o fenômeno para a maximização do cross-hedge (CH→∞), a sua efetividade foi de -227%.

Nesse sentido, e mesmo alguns resultados positivos mostrados na abordagem U-MEG, não é recomendada a estratégia de cross-hedging entre preços futuros do petróleo e preços spot da manga, dado o elevado desvio-padrão encontrado neles, superando a marca de 100% de variabilidade.

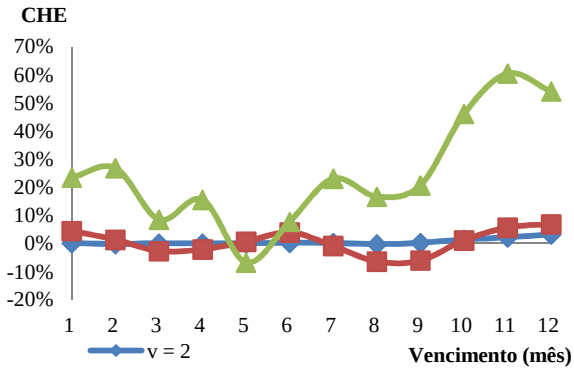
A seguir, as Figuras 259 a 266 trazem os resultados do CHE para o melão, sendo explicadas por período. No Período 1 (Jan/1994 a Dez/1998), é visto que com o aumento do prazo de vencimento, as efetividades do hedge não alcançaram a efetividade total, independente do grau de aversão à perdas, em ambas as abordagens de Média-Gini citadas.

Figura 259. CHE MEG Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 260. CHE U-MEG Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

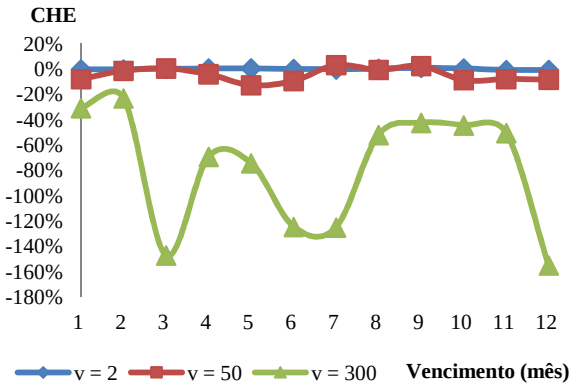
Os resultados do teste T para uma amostra confirmaram que as séries de dados CHE, vistas nas Figuras 259 e 260, não vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, dado que os *p-values* de todas as séries foram menores que 1%, ainda que tenha sido detectada uma correlação, positiva e significativa a 5%, para a série de dados CHE com ν = 300, na abordagem U-MEG (r = 0,646; *p-value* = 0,023).

Para a abordagem MEG, destacou-se o vencimento em 01 mês, com ν = 300, alcançando 19,61% de efetividade com dados fora do período, enquanto que para a abordagem U-MEG, o vencimento em 11 meses, também com ν = 300, obteve o maior valor, com efetividade igual a 60,45% com dados fora do período.

Depois, empregou-se o teste ANOVA para verificar a existência de semelhanças ou de diferenças entre as médias das séries de dados da CHE, por grau de aversão à perdas e a 5% de significância. Na abordagem MEG, o teste ANOVA encontrou uma semelhança estatística entre as médias das séries de dados CHE (MEG *p-value* = 0,293), enquanto que na abordagem U-MEG, foi confirmada a diferença entre as médias das séries de dados CHE (U-MEG *p-value* = 0,000). Pelo teste não paramétrico KW, este também corroborou a semelhança entre as médias das séries de dados CHE na abordagem MEG (*p-value* = 0,721), e a diferença entre elas na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,000).

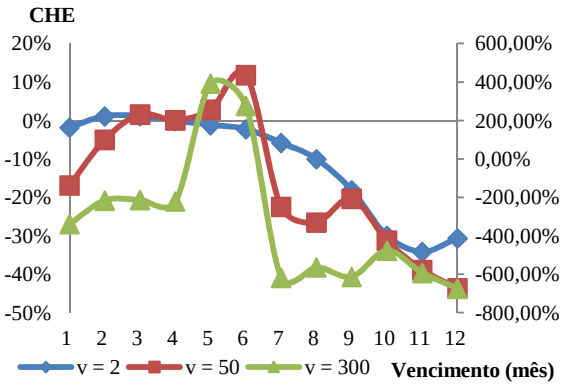
Para o Período 2 (Jan/1999 a Dez/2003), foram vistos resultados distintos por abordagem. Na MEG, é visto na Figura 261 que, em média e parecido com o observado para a manga, a efetividade do cross-hedge piora com o aumento do grau de aversão à perdas, devido à ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas de cross-hedge entre os dados dos períodos (dentro e fora). Além disso, é observado que a efetividade do cross-hedge variou entre 1,10% e -155,1%.

Figura 261. CHE MEG Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 262. CHE U-MEG Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Já para a abordagem U-MEG, foi verificada, somente na série de dados CHE com ν = 300 e restrito aos vencimentos em 05 e 06 meses, a ocorrência de valores acima de 100%, balizados pelo eixo das ordenadas à direita, na Figura 262. Ao se efetuar os testes semelhantes aos apresentados nas Figuras 253 e 254, apareceu novamente o fenômeno que induz o investidor a fazer o máximo de hedge ($H \rightarrow \infty$) com vistas a maximizar sua função utilidade e efetividade do hedge, ao ultrapassar certo limiar de aversão à perdas.

Portanto, é trazida mais uma vez para a discussão as conjecturas de que o tamanho do período e possíveis mudanças estruturais nas séries de preços *spot*/futuros melão/petróleo colaborem para a ocorrência deste fenômeno, apontando para a sensibilidade da abordagem U-MEG a estes quesitos, dado que, ao mesmo tempo, o investidor quer maximizar o retorno e minimizar o risco.

Com o teste ANOVA, este mostrou que existem diferenças entre as médias das séries de dados CHE, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,001), significando que o grau de aversão à perdas interferiu na efetividade do cross-hedge. O teste não paramétrico KW ratificou os resultados obtidos pelo teste ANOVA da ocorrência de diferenças entre as séries de dados CHE (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,005).

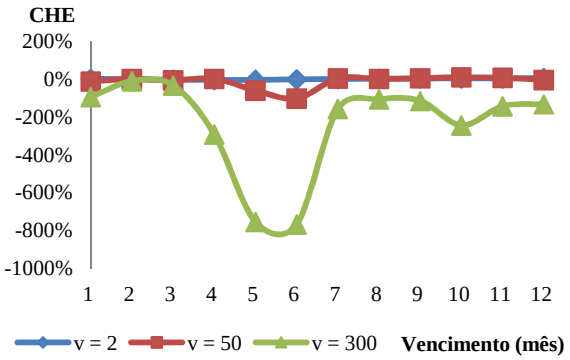
Quanto ao teste T para uma amostra, todos os resultados foram rejeitados quanto à hipótese de que os valores de CHE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, dado que os p-values obtidos foram menores que 1%.

Para o Período 3 do melão (Jan/2004 a Dez/2008), os resultados foram análogos com os vistos no Período 2, em ambas as abordagens, mostradas nas Figuras 263 e 264.

Na abordagem MEG, à medida que o grau de aversão à perdas aumenta, decrescem os resultados da efetividade do cross-hedge, em decorrência da ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas CH, entre os dados dentro e fora do período. Os valores de CHE

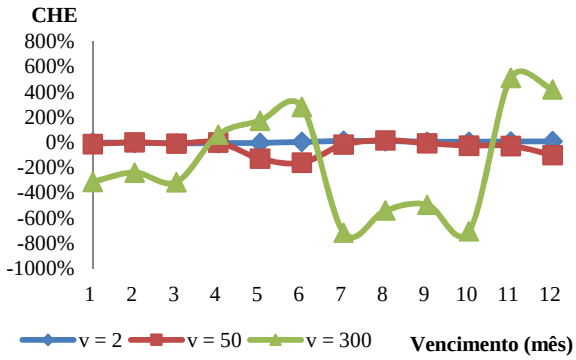
variaram na faixa entre 0,0384 e -7,6790. Em destaque estão os resultados do CHE para a série de dados com ν = 300, nos quais em nenhum prazo de vencimento os valores obtidos foram positivos.

Figura 263. CHE MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 264. CHE U-MEG Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Sobre a abordagem U-MEG, também foi visto que, em média, os valores das séries de dados CHE vão diminuindo com o aumento do grau de aversão à perdas, cujos valores variaram entre 5,08 e -7,17. Dado que nos vencimentos em 05, 06, 11 e 12 os resultados da CHE foram maiores que 100%, foi novamente confirmada, após verificação dos dados, o fenômeno que induz o investidor a fazer o máximo de hedge ($H \rightarrow \infty$) com vistas a maximizar sua função utilidade e efetividade do hedge, ao ultrapassar certo limiar de aversão à perdas.

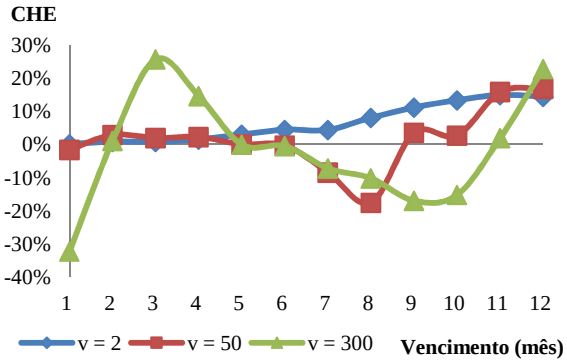
Pelo teste T para uma amostra, a única situação em que a hipótese da efetividade total confirmou-se, a 5% de significância, foi para ν = 300 (*p-value* = 0,062), na abordagem U-MEG, ainda que os dados tenham a ultrapassado nos vencimentos acima citados.

No teste ANOVA, este a 5% de significância identificou, *a priori*, diferenças entre as médias das séries de CHE na abordagem MEG (*p-value* = 0,000), enquanto que na abordagem U-MEG, encontrou-se semelhanças entre as médias (*p-value* = 0,000). Pelo teste não paramétrico KW, este ratificou os resultados anteriormente encontrados (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,111), denotando que o grau de aversão à perdas interferiu, na média, somente na abordagem MEG.

E para o Período 4 do melão(Jan/2009 a Dez/2013), as Figuras 265 e 266 mostram os seus resultados do CHE, os quais foram parecidos aos já vistos nos períodos 2 e 3. Em ambas as abordagens, à medida que o grau de aversão à perdas aumenta, diminuem os valores médios das efetividades do cross-hedge. Na abordagem MEG, os valores variaram entre 0,2577 e -0,3233, enquanto que na abordagem U-MEG, eles oscilaram entre 0,101 e -2,545.

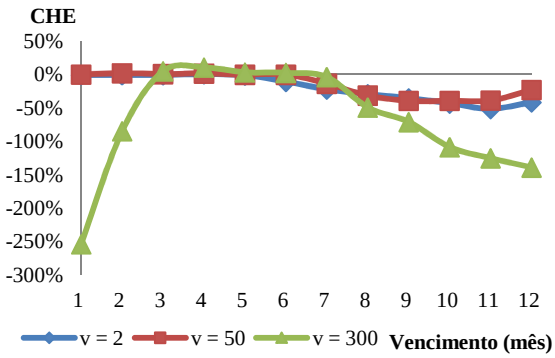
Na abordagem MEG, a efetividade do cross-hedge diminuiu com o incremento do grau de aversão à perdas, por causa da ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas de cross-hedge entre os dados dos períodos (dentro e fora), bem como não tenderem para a efetividade total com o aumento do prazo de vencimento.

Figura 265. CHE MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 266. CHE U-MEG Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Já para a abordagem U-MEG, em nenhuma das situações encontradas, os valores obtidos ultrapassaram a marca da efetividade total (100%). Ademais, foi possível encontrar razões ótimas de cross-hedge menores que ± ∞, apontando para a existência de uma efetividade máxima do CH definida.

Uma vez que o supracitado fenômeno não se repetiu com propriedade no Período 4, fica a inquietação sobre o tamanho do período e possíveis mudanças estruturais nas séries de preços *spot*/futuros melão/petróleo que, juntos, contribuem para o seu aparecimento.

Com o teste T para uma amostra, em nenhum dos casos, a hipótese de que os dados vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100% foi confirmada, dado que seus respectivos *p-values* foram menores que 1%.

No teste ANOVA, este a 5% de significância apontou, *a priori*, semelhanças entre as médias das séries de CHE na abordagem MEG (*p-value* = 0,265), porém achou diferenças entre as médias (*p-value* = 0,022) na abordagem U-MEG. Com o teste não paramétrico KW, este ratificou, em ambas as abordagens, a existência de semelhanças entre as médias das séries de dados CHE (MEG *p-value* = 0,128; U-MEG *p-value* = 0,363), indicando que o grau de aversão à perdas não interveio nessas abordagens de Média-Gini.

Repetindo o mesmo procedimento aplicado para a manga, a Tabela 29 traz as médias das razões ótimas (CH) e da efetividade (CHE) dos períodos do melão, agrupadas por prazo de vencimento mensal e grau de aversão à perdas.

Conforme anteriormente explicado na metodologia, serão destacados os prazos de vencimento que possuem a maior efetividade média do hedge, desde que sua razão ótima

média não ultrapasse o hedge total (100%). Caso isso ocorra, é escolhido o prazo imediatamente inferior, até que esta condição seja atendida.

Assim, percebe-se que para a abordagem MEG, o vencimento em 12 meses apresentou as melhores efetividades do hedge, para ν = 2, com o investidor tendo a maior propensão à perdas.

Tabela 29. Cross-hedge para o Melão via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG)

Esta tabela mostra os valores das razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE) médias para o cross-hedge do melão (equações 57 a 60), por prazo mensal e abordagem MEG/U-MEG, por grau de aversão às perdas, destacando os vencimentos mais efetivos cuja razão ótima (H) não ultrapasse 100%.

Prazo	CH MEG			CH U-MEG		
(mês)	ν = 2	ν = 50	ν = 300	ν = 2	ν = 50	ν = 300
1	-0,0007	-0,0112	-0,0430	-0,0006	-0,0111	-0,0430
2	0,0007	-0,0028	0,0132	0,0008	-0,0033	-0,0175
3	0,0004	0,0036	0,0156	0,0006	0,0026	0,0029
4	0,0003	0,0030	0,0186	0,0007	0,0019	-0,0016
5	0,0002	0,0070	0,0235	0,0010	0,0072	0,0207
6	0,0000	0,0084	0,0239	0,0012	0,0075	0,0028
7	0,0001	-0,0010	-0,0294	0,0013	-0,0018	-0,0255
8	-0,0001	-0,0035	-0,0247	0,0010	-0,0042	-0,0239
9	-0,0007	-0,0062	-0,0233	0,0006	-0,0057	-0,0233
10	-0,0013	-0,0105	-0,0298	0,0002	-0,0092	-0,0234
11	-0,0014	-0,0072	-0,0231	0,0002	-0,0050	-0,0086
12	-0,0014	-0,0069	0,0094	-0,0001	-0,0054	-0,0088
Prazo	**CHE MEG (%)**			**CHE U-MEG (%)**		
(mês)	**ν = 2**	**ν = 50**	**ν = 300**	**ν = 2**	**ν = 50**	**ν = 300**
1	0,1	-4,9	-34,9	-1,4	-7,1	-221,2
2	-0,6	0,2	-17,5	-1,8	-1,0	-129,1
3	-0,9	-2,1	-43,8	-2,5	-3,3	-129,4
4	-0,9	-0,9	-89,2	-2,2	-1,0	-34,2
5	-0,4	-18,1	-206,0	-2,4	-32,1	139,4
6	0,5	-26,5	-219,8	-3,0	-37,1	140,9
7	0,9	-1,5	-74,0	-4,9	-14,3	-329,0
8	1,8	-7,2	-47,1	-8,3	-13,1	-284,5
9	3,0	-0,3	-49,0	-12,8	-19,0	-290,1
10	4,2	-0,3	-75,7	-17,3	-24,8	-311,6
11	4,4	3,9	-45,2	-19,8	-25,9	-37,4
12	4,7	1,6	-73,2	-16,0	-41,0	-85,7

Fonte: Dados da pesquisa.

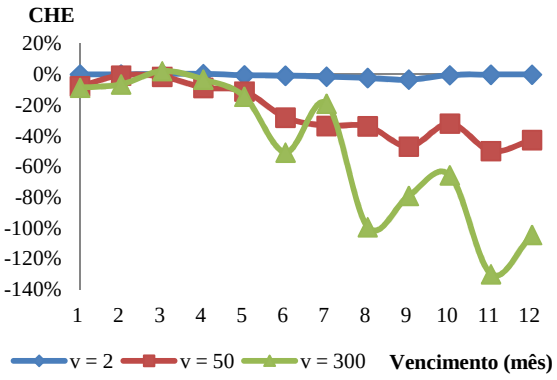
Este resultado é explicado pela ausência da persistência inter-períodos identificada nas séries, mostrando que, nessa caso, obteve melhores resultados quem se arriscou mais.

Por outro lado, também mostra a fragilidade desta abordagem para o uso do próprio cross-hedging entre preço spot do melão e preço futuro do petróleo, já que quem buscou a maior proteção possível obteve os piores resultados encontrados.

No caso da abordagem U-MEG, o vencimento com melhor efetividade do cross-hedge foi em 06 meses, para ν = 300, confirmando, portanto, a teoria sobre hedging. Entretanto, vale ressaltar a grande variabilidade vista nesse vencimento, dado que seu desvio-padrão foi de 157%, o que pode criar receio nos investidores avessos à perdas em seleciona-la para o hedge.

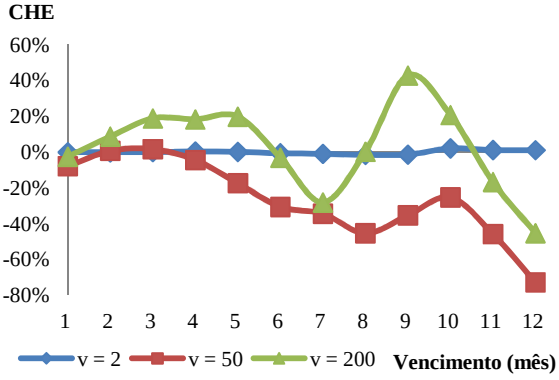
E para concluir a apresentação das efetividades do cross-hedge, as Figuras 267 a 274 trazem os resultados para a Uva. No Período 1 (Jan/1994 a Dez/1998), é visto que, à medida que o prazo de vencimento aumenta, os valores de CHE não tendem para a efetividade total (100%), em qualquer grau de aversão à perdas e em ambas as abordagens.

Figura 267. CHE MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 268. CHE U-MEG Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Com o uso do teste T para uma amostra foi confirmado, em ambas as abordagens e por grau de aversão à perdas, que nenhuma dessas séries vem de uma população cuja média (valor esperado) é igual a 100%, dado que seus *p-values* foram menores que 1%.

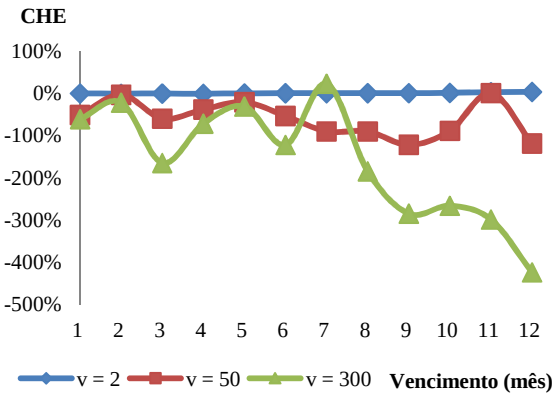
Na abordagem MEG, a maioria dos valores de CHE foi negativa, bem como estes diminuem com o aumento do grau de aversão à perdas. Isto é o resultado da ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas CH, que não conseguiram produzir nos dados fora do período as mesmas efetividades obtidas com os dados dentro do período. Já na abordagem U-MEG, a série de dados com $\nu = 200$ teve em sete vencimentos valores de CHE positivos, destacando-se o vencimento em 09 meses com efetividade igual a 42,78%.

Pelo teste ANOVA, a 5% de significância, foi confirmada a existência de diferença entre as médias das séries CHE, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,001; U-MEG *p-value* = 0,001). Com o teste não paramétrico KW, os resultados anteriores também foram confirmados (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,004), indicando que o grau de aversão à perdas influenciou nos valores de CHE.

Para o Período 2 da uva (Jan/1999 a Dez/2003), novamente foi visto que, em ambas as abordagens, à medida que se aumentou o grau de aversão à perdas, diminuiu-se os valores das efetividades do cross-hedge. Na abordagem MEG, em 36 possibilidades de valores de CHE, eles somente foram positivos em oito vencimentos, enquanto que na abordagem U-MEG, eles foram todos negativos. Ademais, em nenhuma das situações, foi observada a convergência do CHE para a efetividade total com o aumento do prazo de vencimento, nas Figuras 269 e 270.

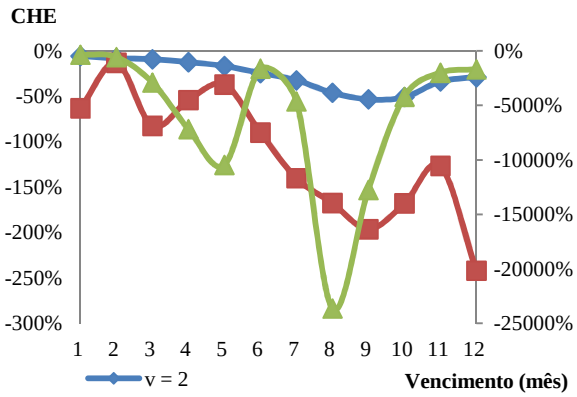
Com o teste T para uma amostra, este rejeitou a hipótese de que os dados das séries CHE nas Figuras 269 e 270 vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, dado que todos os p-values obtidos foram menores que 1%.

Figura 269. CHE MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 270. CHE U-MEG Período 2 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Em ambas as abordagens, o resultado de CHE's negativas se dá pela ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas CH, as quais não produziram nos dados fora do período os mesmos resultados para com os dados dentro do período, rejeitando assim a hipótese da ergodicidade (HERSCOVICI, 2005). Destacam-se, em ambas as abordagens, as séries de dados com ν = 300, por terem sido as que tiveram os piores resultados de CHE.

E com o teste ANOVA, foi confirmada a existência de diferenças entre as médias das séries de dados CHE (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,001). Com o teste não paramétrico KW, este ratificou os resultados anteriores (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,000), indicando assim a influência do grau de aversão à perdas nos valores da efetividade do cross-hedge entre os preços spot da uva e os preços futuros do petróleo.

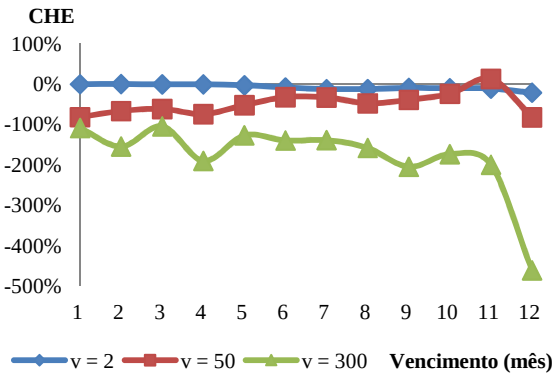
A seguir, as Figuras 271 e 272 trazem os resultados do CHE para o Período 3 (Jan/2004 a Dez/2008), a serem comentados por abordagem.

Na abordagem MEG, também foi visto que, com o aumento do grau de aversão à perdas, os valores de CHE diminuem, sendo a série com ν = 300 a que contém os piores resultados, devido à ausência da persistência inter-períodos das razões ótimas CH, entre os dados dentro e fora do período. De 36 alternativas, em apenas duas o CHE foi positivo. Além disso, nenhuma das séries convergiu para efetividade total (100%) com o aumento do prazo de vencimento dos contratos futuros.

Já na abordagem U-MEG, foi identificado na série com ν = 300 valores de CHE acima de 100%, sendo novamente confirmado, após verificação dos dados, o fenômeno que induz o investidor a fazer o máximo de hedge ($H \rightarrow \infty$) com vistas a maximizar sua função utilidade e

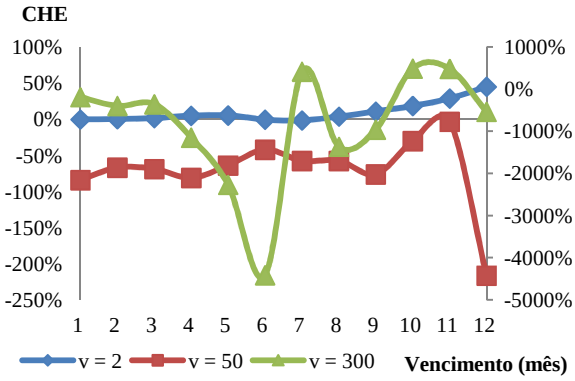
efetividade do hedge, ao ultrapassar certo limiar de aversão à perdas, particularmente nos vencimentos em 07, 10 e 11 meses. Também não foi identificada uma convergência para a efetividade total com o aumento do prazo de vencimento dos contratos futuros.

Figura 271. CHE MEG Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 272. CHE U-MEG Período 3 Uva



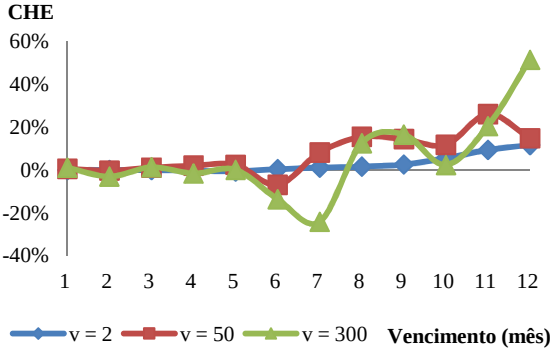
Fonte: Dados da pesquisa.

Com o teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que as séries de dados CHE, em qualquer grau de aversão à perdas, vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%.

E pelo teste ANOVA, a 5% de significância, foi confirmada, novamente, a ocorrência de diferenças entre as médias das séries de dados CHE, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,023), cujo destaque foi para a série com ν = 300. Ao aplicar o teste não paramétrico KW, este ratificou os resultados anteriores (MEG *p-value* = 0,000; U-MEG *p-value* = 0,001), indicando que o grau de aversão à perdas influenciou nos valores de CHE.

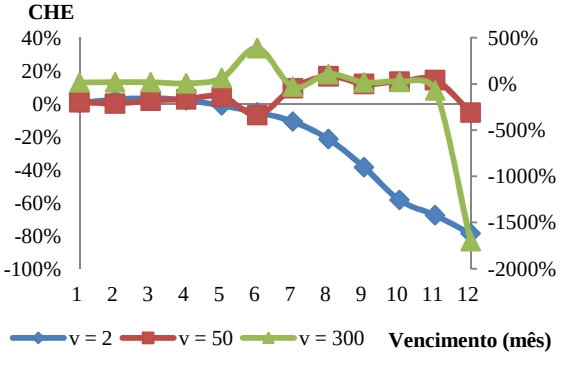
Quanto aos resultados para o Período 4 (Jan/2009 a Dez/2013) da uva, ocorreram fatos distintos por abordagem. Na abordagem MEG, foi visto que, o prazo de vencimento e os valores das séries CHE possuem uma correlação positiva e significativa a 5% (r_2 = 0,843; r_{50} = 0,797; r_{300} = 0,592), respectivos às séries com grau de aversão à perdas ν = 02; 50 e 300.

Figura 273. CHE MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 274. CHE U-MEG Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Sobre o teste T para uma amostra, este somente indicou a aceitação da hipótese de que os dados vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100% para a série de dados com ν = 300 na abordagem U-MEG (*p-value* = 0,221), sendo rejeitada para as demais situações por terem apresentado *p-values* menores que 1%.

Tabela 30. Cross-hedge para a Uva via abordagem Média-Gini (MEG/U-MEG)

Esta tabela mostra os valores das razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE) médias para o cross-hedge da uva (equações 57 a 60), por prazo mensal e abordagem MEG/U-MEG, por grau de aversão às perdas, destacando os vencimentos mais efetivos cuja razão ótima (H) não ultrapasse 100%.

Prazo	**H MEG**			**H U-MEG**		
(mês)	**ν = 2**	**ν = 50**	**ν = 300**	**ν = 2**	**ν = 50**	**ν = 300**
1	-0,0032	-0,0536	-0,0649	-0,0037	-0,0556	-0,0667
2	-0,0004	-0,0357	-0,0736	0,0005	-0,0353	-0,0736
3	0,0021	-0,0418	-0,0655	0,0046	-0,0419	-0,0629
4	0,0017	-0,0364	-0,0630	0,0031	-0,0358	-0,0591
5	0,0008	-0,0270	-0,0623	0,0022	-0,0330	-0,0599
6	0,0005	-0,0267	-0,0605	0,0026	-0,0294	-0,0625
7	-0,0001	-0,0354	-0,0140	0,0027	-0,0360	-0,0487
8	-0,0016	-0,0425	-0,0841	-0,0001	-0,0474	-0,0771
9	-0,0024	-0,0450	-0,0920	-0,0004	-0,0449	-0,0849
10	-0,0006	-0,0366	-0,0877	0,0045	-0,0362	-0,0526
11	0,0005	-0,0147	-0,0807	0,0059	-0,0217	-0,0372
12	0,0010	-0,0279	-0,0752	0,0057	-0,0383	-0,0621
Prazo	**HE MEG (%)**			**HE U-MEG (%)**		
(mês)	**ν = 2**	**ν = 50**	**ν = 300**	**ν = 2**	**ν = 50**	**ν = 300**
1	-0,3	-35,2	-44,4	-1,3	-38,6	-128,9
2	-0,3	-18,0	-46,6	-1,4	-19,8	-234,5
3	-0,4	-30,6	-66,5	-1,0	-37,0	-804,3
4	-0,6	-30,0	-66,8	-1,3	-34,3	-2072,1
5	-1,2	-20,6	-43,2	-3,0	-28,5	-3159,9
6	-2,3	-30,4	-81,6	-7,7	-42,4	-1413,9
7	-3,1	-37,3	-39,9	-11,4	-55,7	-1068,4
8	-3,2	-39,2	-107,4	-16,3	-63,5	-6224,5
9	-2,5	-48,5	-138,0	-20,6	-74,0	-3415,2
10	-1,1	-33,3	-125,7	-22,2	-52,5	-915,2
11	0,1	-2,7	-151,9	-17,8	-40,4	-401,1
12	-1,7	-57,3	-234,4	-15,3	-134,2	-992,4

Fonte: Dados da pesquisa.

Com o teste ANOVA, foi confirmada, *a priori* e a 5% de significância, uma semelhança estatística entre as médias das séries de dados, em ambas as abordagens (MEG *p-value* = 0,632; U-MEG *p-value* = 0,706). Entretanto, ao empregar o teste não paramétrico KW, este somente ratificou os resultados anteriores para a abordagem MEG (*p-value* = 0,355), indicando por outro lado a existência de diferenças significativas entre as médias das séries de dados na abordagem U-MEG (p-value = 0,006).

E seguindo o mesmo procedimento aplicado para a manga e o melão, a Tabela 30 traz as médias das razões ótimas (CH) e da efetividade (CHE) dos períodos da uva.

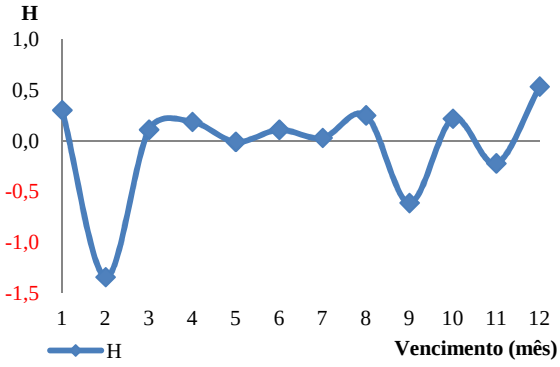
Em ambas as abordagens, pode-se dizer que, na média, não há a recomendação de se fazer o cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* da uva, uma vez que a maioria dos resultados é de efetividades negativas, e o único resultado positivo foi em torno de 0,1%, para uma razão de cross-hedge menor do que 1%.

4.5 Resultados de contratos futuros de frutas (VaR/CVaR)

Nesta seção, são apresentados os resultados referentes à razão ótima e a efetividade do hedge para as abordagens estáticas que consideram o conceito de *Valor em Risco* como medida de risco (VaR / CVaR), definidas na metodologia desta pesquisa (objetivo específico 4, por Simulação Histórica). Além disso, também são apresentados os resultados da razão ótima e efetividade do hedge referentes ao de um *cross-hedging* entre o contrato futuro do petróleo e as séries de frutas aqui selecionadas.

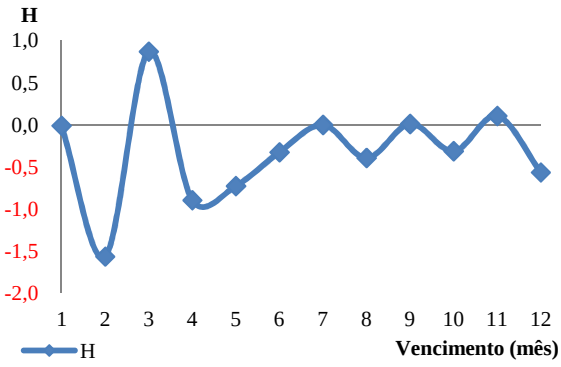
Inicialmente, são mostrados os resultados das razões ótimas *H*, por prazo de vencimento, que minimizam o Valor em Risco (VaR) da carteira hedgeada, para dados dentro da amostra. Nesta lógica, o investidor espera que, a partir de certo nível de confiança, a menor perda possível do portfólio seja *menor* que a menor perda possível da série de preços *spot*.

Figura 275. H VaR Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 276. H VaR Período 2 Manga



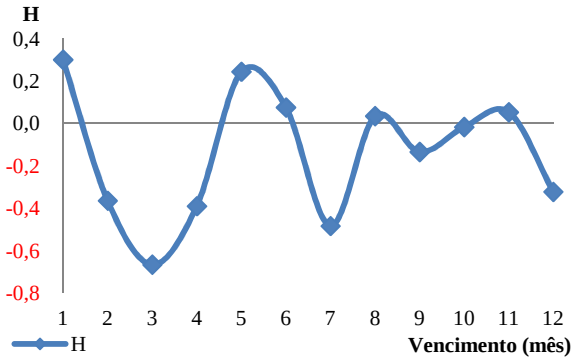
Fonte: Dados da pesquisa.

Logo, as Figuras 275 a 278 mostram os resultados das razões ótimas *H* para a manga, por prazo de vencimento e período, obtidas com dados dentro do período. Nelas, é possível verificar graficamente que, à medida que o prazo de vencimento aumenta, as razões ótimas *H* não convergem para o hedge total, em todos os períodos.

Esta hipótese é confirmada após a aplicação do teste T para uma amostra, a 5% de significância. Ou seja, as razões ótimas *H* não convergem para ± 1 com o aumento do prazo de vencimento, dado que todos os *p-values* foram menores que 1%, rejeitando, portanto, a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004). E quanto a existência de correlações entre as razões

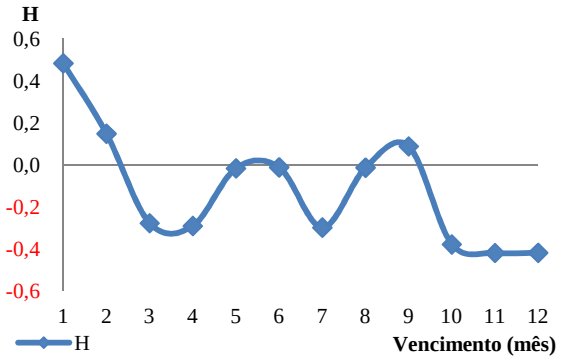
ótimas H e o prazo de vencimento, a única situação significativa a 5% aconteceu no Período 4, indicando uma correlação negativa entre as variáveis (r = -0,642; *p-value* = 0,024).

Figura 277. H VaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

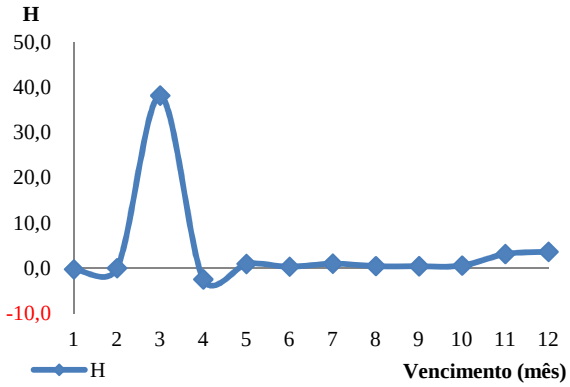
Figura 278. H VaR Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

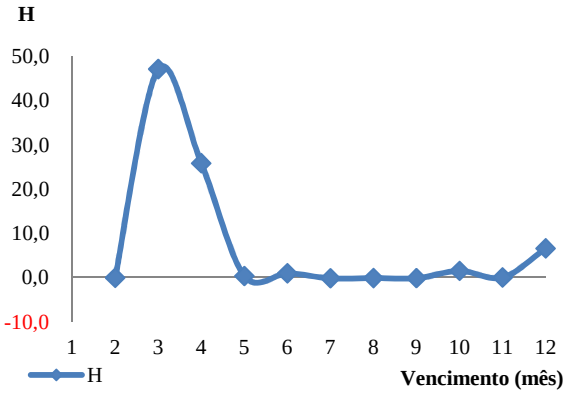
Quanto aos resultados para o melão, as Figuras 279 a 281 indicam a ocorrência de *outliers* nas séries de dados H, semelhantes e com as mesmas peculiaridades aos vistos nas Figuras 28 a 30, quando da análise do hedge pela abordagem da Variância Mínima.

Figura 279. H VaR Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 280. H VaR Período 2 Melão



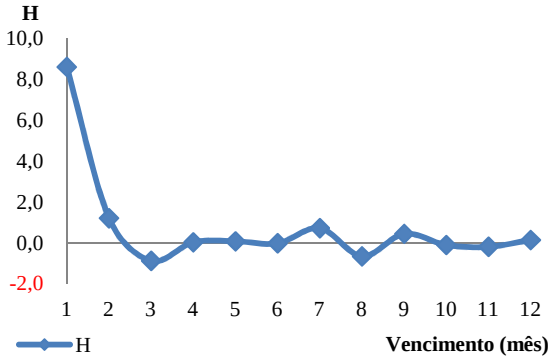
Fonte: Dados da pesquisa.

Por causa deles, é criada a falsa impressão, ao se aplicar o teste T para uma amostra, de que estes dados vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 1, conforme o aumento do prazo de vencimento, por ter tido *p-values* acima de 5%. Mas ao realizar o teste de correlação entre as séries de dados H e o prazo de vencimento, não foi identificada qualquer resultado significativo, dado que seus p-values foram maiores que 5%.

Para o Período 4 do melão (Figura 282), a qual não foi registrada a ocorrência de *outliers*, é possível observar graficamente que com o aumento do prazo de vencimento, as razões ótimas H não convergem para o hedge total. Este fato também é confirmado pelo teste T para uma amostra, por causa do resultado de seu p-value ter sido menor que 1%, rejeitando novamente a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004). Nela também não foi identificada uma

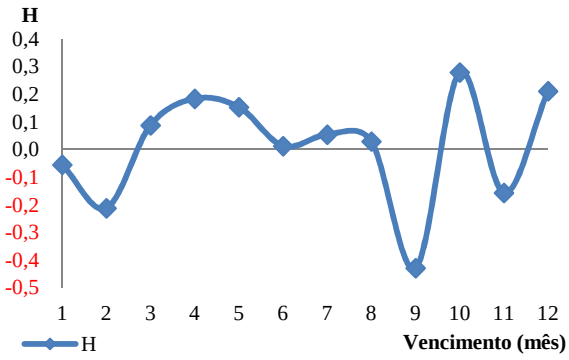
correlação significativa a 5% entre a série de dados H e o prazo de vencimento. Por fim, o resultado para o vencimento em 01 mês no Período 2 foi retirado da Figura 280 por ter apresentado um resultado bem acima do esperado (H = 10.103).

Figura 281. H VaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

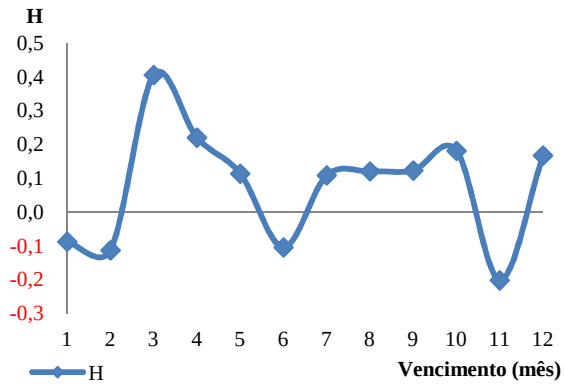
Figura 282. H VaR Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

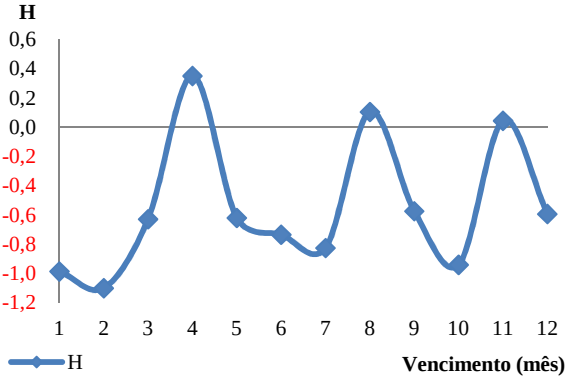
Sobre os resultados para a Uva, as Figuras 283 a 286 também indicam visualmente que com o aumento do prazo de vencimento, as razões ótimas H não convergiram para o hedge total, seja para posições compradas ou vendidas.

Figura 283. H VaR Período 1 Uva



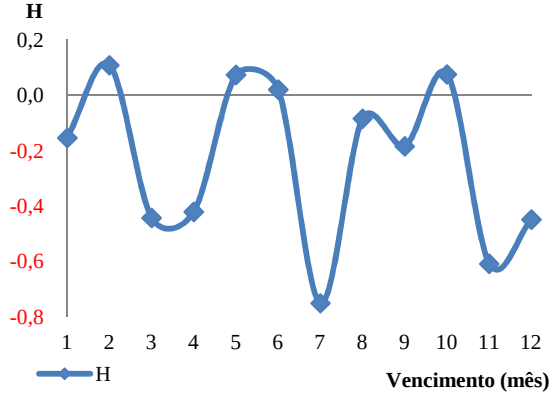
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 284. H VaR Período 2 Uva



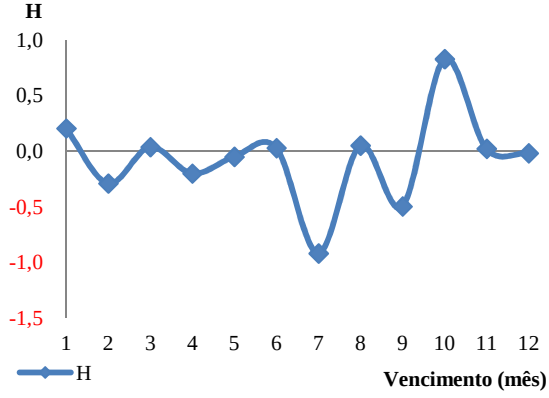
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 285. H VaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 286. H VaR Período 4 Uva



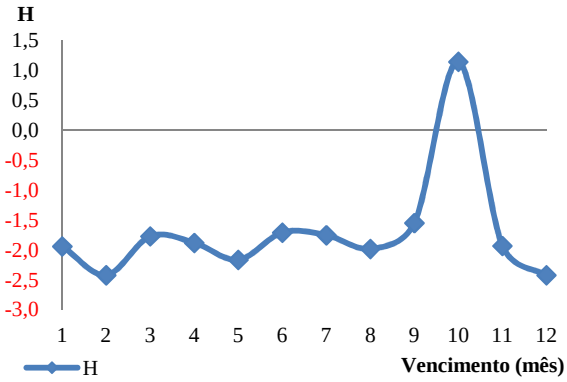
Fonte: Dados da pesquisa.

Com a aplicação do teste T para uma amostra, confirmou-se a rejeição da hipótese de que os dados vem de uma população cuja média (valor esperado) seja igual a ± 1, dado que todos os p-values encontrados foram menores que 1%. Pela correlação de Pearson, a 5% de significância, não foi detectada qualquer relação entre o prazo de vencimento e as séries de dados H, em todas os períodos analisadas.

Nesta etapa de apresentação dos dados, são mostrados os resultados das razões ótimas *H*, por prazo de vencimento, que minimizam o Valor em Risco Condicionado (CVaR) da carteira hedgeada, também conhecido como *expected shortfall* (déficit esperado). Nesta lógica, o investidor espera que, a partir de certo nível de confiança abaixo do VaR, a menor perda média do portfólio seja *menor* que a menor perda média das séries de preços *spot*.

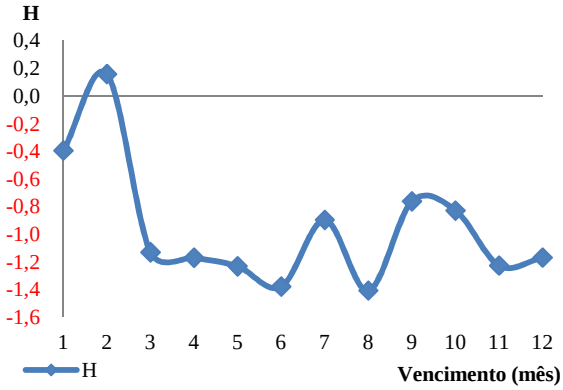
Assim, as Figuras 287 a 290 mostram os valores das razões ótimas *H* a partir da abordagem CVaR, cujo comportamento das séries não mostra claramente a existência de uma relação entre os valores de H e o prazo de vencimento. Pela correlação de Pearson, foi confirmada a ausência de correlações entre estas variáveis, dado que todos os *p-values* resultantes foram maiores que 5%.

Figura 287. H CVaR Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 288. H CVaR Período 2 Manga

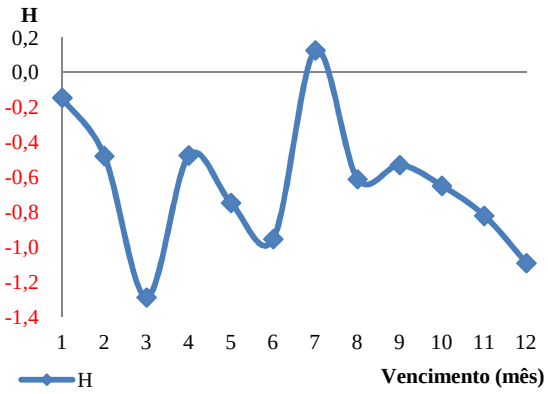


Fonte: Dados da pesquisa.

Como as médias destas séries, por período, são negativas, verificou-se a hipótese de que estes dados vêm de uma população cuja média (valor esperado) seja igual a -1 (hedge total para posições vendidas). Pelo teste T para uma amostra, esta hipótese apenas foi confirmada para o Período 2 (*p-value* = 0,732).

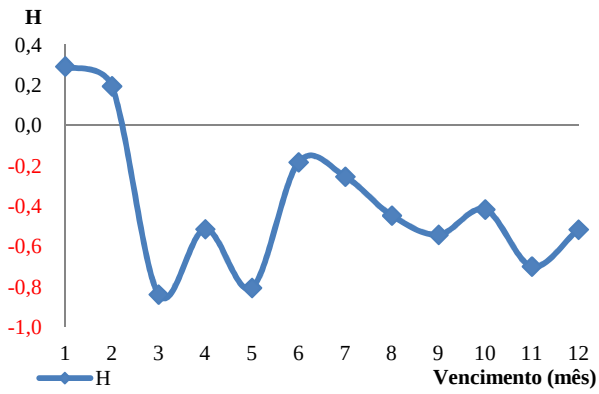
Para o Período 1, a rejeição ocorreu porque os valores ultrapassaram consideravelmente o hedge total (100%) indo próximo a um patamar de quase duas vezes este valor. Em conjunto, os resultados da correlação de Pearson e do teste T para uma amostra rejeitaram a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004) para o hedge total, principalmente quando o tamanho do período aumentou, visto nas Figuras 289 e 290.

Figura 289. H CVaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

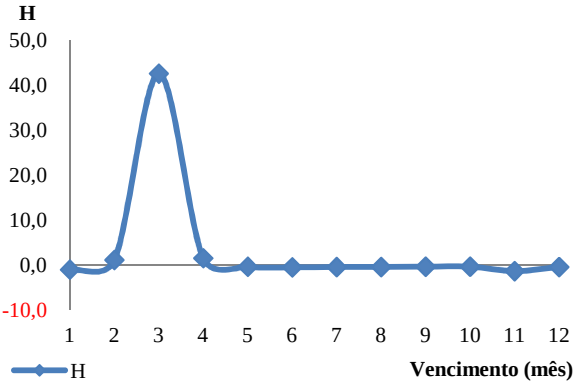
Figura 290. H CVaR Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

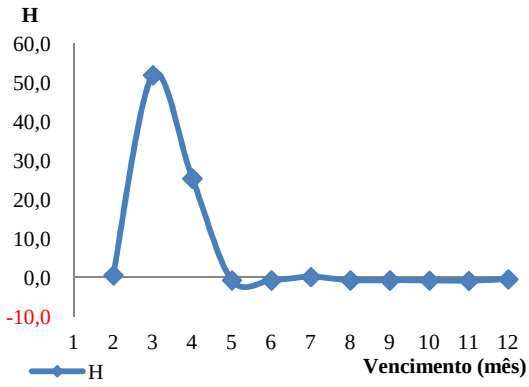
A seguir, as Figuras 291 a 294 mostram os resultados das razões ótimas *H* para o melão, pela abordagem CVaR. Nas Figuras 291 a 293, também foi detectada a presença de *outliers* nas séries de dados, os quais contribuem para a falsa impressão de que, ao aplicar o teste T para uma amostra, tais séries de dados vêm de uma população cuja média (valor esperado) é ±1, indicando a ocorrência do hedge total.

Figura 291. H CVaR Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 292. H CVaR Período 2 Melão



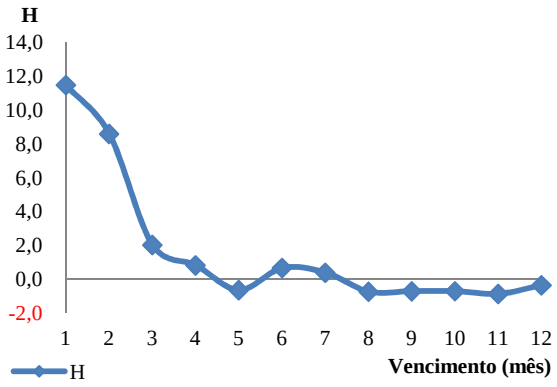
Fonte: Dados da pesquisa.

Ao desconsiderar os *outliers* nestas séries de dados e aplicar novamente o teste T para uma amostra, é rejeitada a hipótese de que estes dados vêm de uma população cuja média (valor esperado) é ±1, indicando a ausência do hedge total, uma vez que seus *p-values* foram menores que 5%.

Já pela correlação de Pearson, os resultados são os mesmos, independente da presença dos *outliers* nas séries de dados *H*: elas são nulas nos períodos 1 e 2 (*p-values* > 5%) ao serem correlacionadas com o prazo de vencimento, enquanto que ela é negativa no Período 3 (p-value < 5%). Entretanto, quando os resultados da correlação de Pearson são interpretados em conjunto com o do teste T para uma amostra sem os *outliers*, é possível rejeitar a hipótese

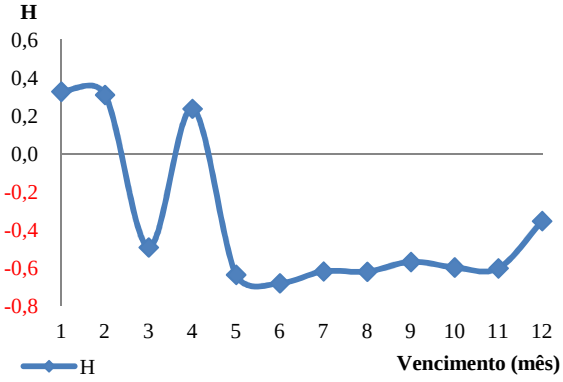
formulada por Chen, Lee e Shrestha (2004) de que os valores de *H*, com o aumento do prazo de vencimento, tendem para o hedge total.

Figura 293. H CVaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 294. H CVaR Período 4 Melão

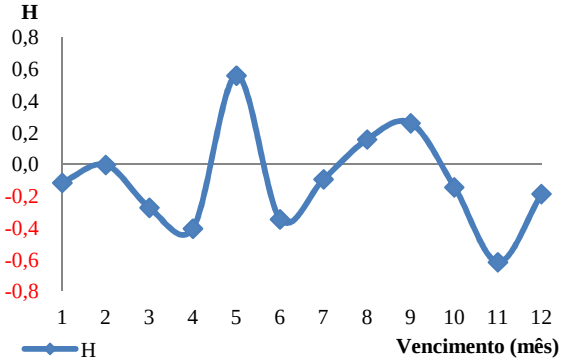


Fonte: Dados da pesquisa.

Já no Período 4, a qual não possui *outliers*, também houve a rejeição da hipótese de que estes dados vêm de uma população cuja média (valor esperado) é ±1, indicando a ausência do hedge total, uma vez que seus *p-values* foram menores que 5%, ainda que tenha sido detectada a ocorrência de uma correlação negativa entre o prazo de vencimento e a série de dados *H* (r = -0,640; *p-value* = 0,025). O valor negativo é consequência da mudança de posições compradas para vendidas de hedge com o aumento do prazo de vencimento.

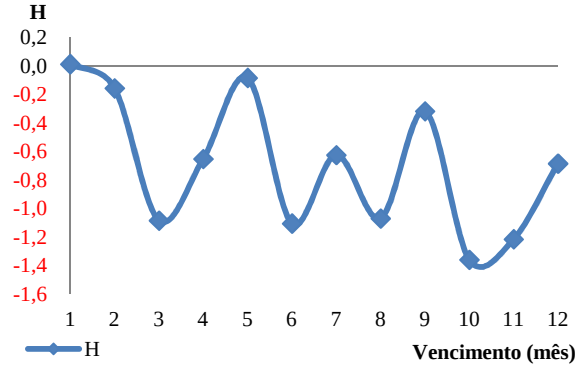
Para a uva, os resultados das razões ótimas *H* via abordagem CVaR são apresentadas nas Figuras 295 a 298. Pelo teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese, em todas os períodos, de que os valores vistos nas séries de dados vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 1, por ter apresentado *p-values* menores que 5%.

Figura 295. H CVaR Período 1 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 296. H CVaR Período 2 Uva



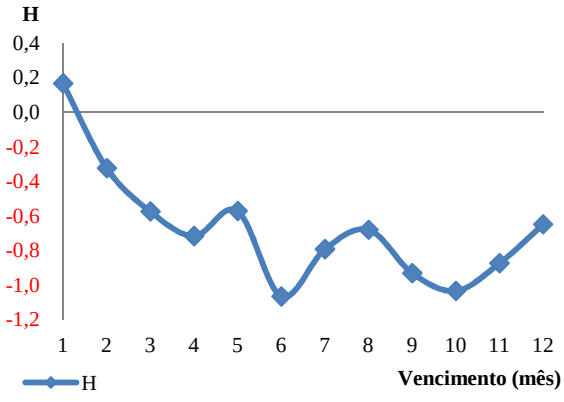
Fonte: Dados da pesquisa.

Pela correlação de Pearson, somente foi registrada a sua ocorrência no Período 3, indicando uma correlação negativa entre a série de dados *H* e o prazo de vencimento (r = -

0,682; *p-value* = 0,015), reiterando que o resultado negativo é decorrente da predominância de posições vendidas obtidas neste caso.

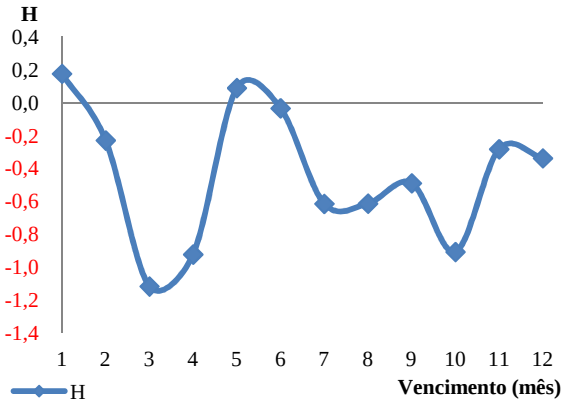
Em conjunto, os resultados da correlação de Pearson com o teste T para uma amostra permitem rejeitar a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), de que, com o aumento do prazo de vencimento, os valores ótimos de *H* tendem para o hedge total.

Figura 297. H CVaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 298. H CVaR Período 4 Uva

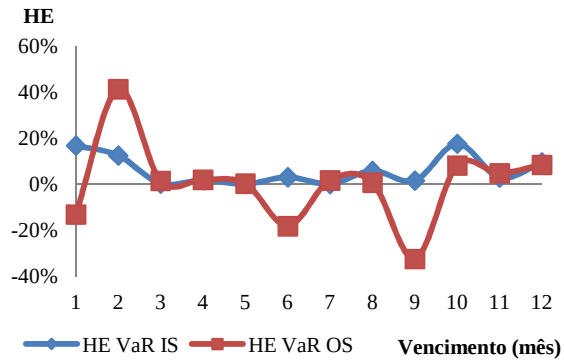


Fonte: Dados da pesquisa.

Após serem mostradas as razões ótimas *H*, são aqui apresentadas as efetividades do hedge obtidas com os supracitados valores de *H* nos dados fora do período (OS), em cada abordagem e por prazo de vencimento, comparando-os também com a efetividade obtida nos dados dentro do período (IS), a fim de observar a ocorrência da persistência inter-períodos.

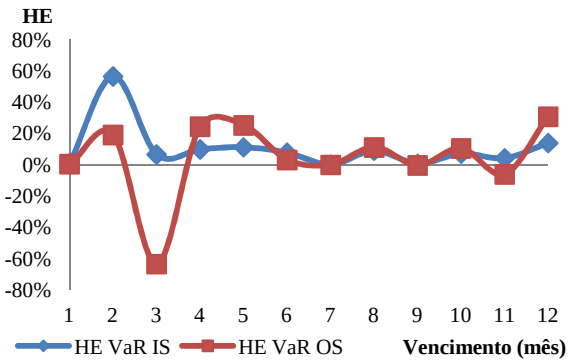
Para a manga, seus resultados são mostrados nas Figuras 299 a 302, nas quais se percebe a diminuição da persistência inter-períodos de *H* na efetividade do hedge.

Figura 299. HE VaR Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

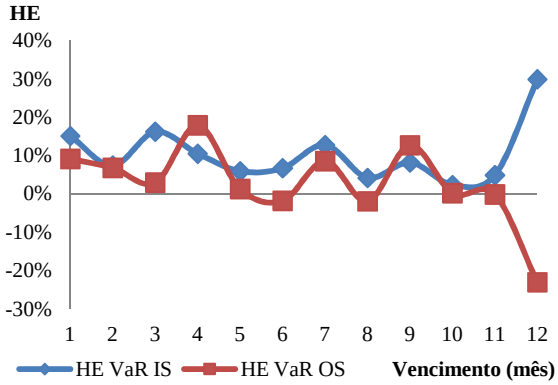
Figura 300. HE VaR Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

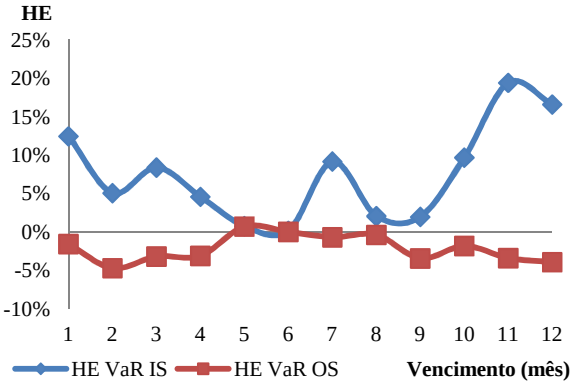
No Período 1, quanto aos resultados nos dados fora do período, somente foi registrada três HEs negativas (nos vencimentos em 01, 06 e 09 meses), estando os demais valores próximos ou até melhores que os valores vistos para os dados dentro do período.

Figura 301. HE VaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 302. HE VaR Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Pelo teste T bicaudal, a 1% de significância, as séries de dados HE, dentro e fora do período, são semelhantes entre si (*p-value* = 0,322). O teste não paramétrico Mann-Whitney (MW) também notifica a semelhança entre as séries de dados HE dentro e fora do período (*p-value* = 0,260). Assim, estas informações corroboram para a existência de uma persistência inter-períodos dos valores de *H* entre Jan/1994 a Dez/1998.

Para o Período 2, verificou-se quatro HEs negativas (nos vencimentos em 03, 07, 09 e 11 meses) na série com dados fora do período, com os demais vencimentos apresentando valores próximos ou melhores aos vistos na série HE com dados dentro do período. E tal como observado no Período 1, o teste T bicaudal, a 1% de significância, apontou uma semelhança entre as séries HE dentro e fora do período (*p-value* = 0,470), fato este também confirmado pelo teste não paramétrico MW (*p-value* = 0,751). Assim, a ocorrência da persistência inter-períodos dos valores de H é novamente comprovada entre Jan/1999 e Dez/2003.

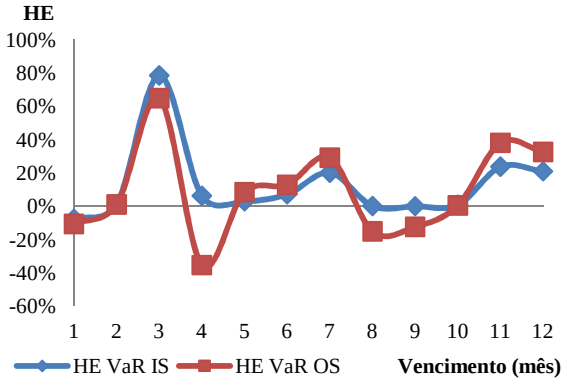
Com o Período 3, detectou-se também quatro HEs negativas (nos vencimentos em 06, 08, 11 e 12 meses) na série com dados fora do período, estando os demais vencimentos positivos ou melhores que os observados na série HE com dados dentro do período. Entretanto, a intensidade da persistência inter-períodos dos valores de *H* diminui consideravelmente, conforme visto nos *p-values* dos testes T (0,050) e MW (0,061), ainda que os mesmos atestem a semelhança estatística entre as séries de dados HE dentro e fora do período entre Jan/2004 e Dez/2008.

Já o Período 4, esta traz um resultado oposto ao atestado nos três períodos anteriores, cuja série HE com dados fora do período apresentou somente um valor positivo (no vencimento em 05 meses), indicando assim a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H* entre Jan/2009 a Dez/2013, confirmada pelos testes T bicaudal (p-value = 0,000) e MW (0,000).

Quanto à correlação de Pearson, ela foi não significativa em todas os períodos, por ter apresentado *p-values* acima de 5% na verificação da existência de uma correlação entre as séries de dados HE (IS e OS) e o prazo de vencimento. E pelo teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE (IS e OS) vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (ou 100%).

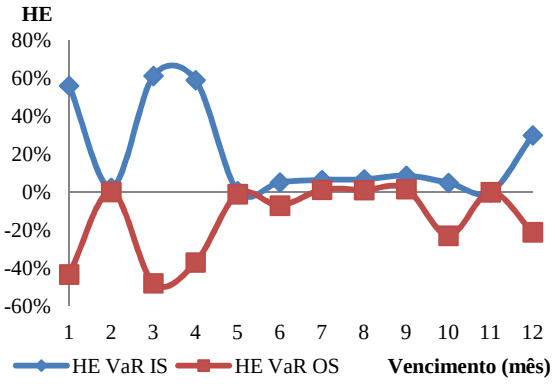
Em relação ao melão, seus resultados são vistos nas Figuras 303 a 306, nas quais se nota, *a priori*, a redução da persistência inter-períodos de *H* na efetividade do hedge.

Figura 303. HE VaR Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

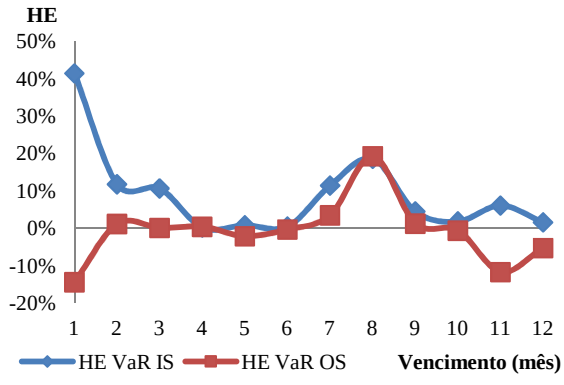
Figura 304. HE VaR Período 2 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

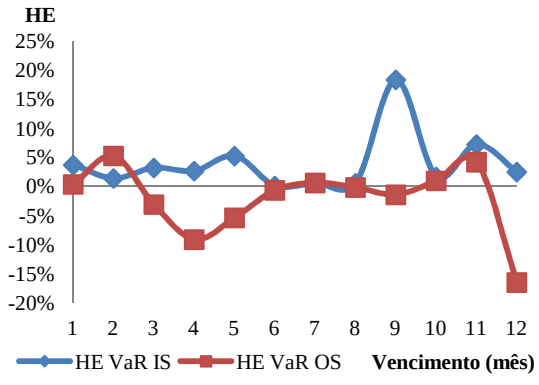
No Período 1, quanto aos resultados nos dados fora do período, foram registradas quatro HEs negativas (nos vencimentos em 01, 04, 08 e 09 meses), estando os demais valores próximos ou até melhores que os valores vistos para os dados dentro do período. Pelo teste T bicaudal, a 5% de significância, as séries de dados HE, dentro e fora do período, são semelhantes entre si (*p-value* = 0,747), resultado este também confirmado pelo teste não paramétrico MW (*p-value* = 0,795). Portanto, estes elementos legitimam a existência de uma persistência inter-períodos dos valores de *H* entre Jan/1994 a Dez/1998.

Figura 305. HE VaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 306. HE VaR Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Já no Período 2, observou-se somente quatro HEs positivas (nos vencimentos em 02, 07, 08 e 09 meses) na série com dados fora do período, com os demais vencimentos apresentando valores piores (negativos) aos vistos na série HE com dados dentro do período. Este fato evidencia a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, o qual foi confirmado pelos testes T bicaudal (*p-value* = 0,001) e MW (*p-value* = 0,000) ao rejeitarem, a 5% de significância, a semelhança entre as séries HE com dados dentro e fora do período entre Jan/1999 e Dez/2003.

Para o Período 3, detectou-se seis HEs negativas (nos vencimentos em 01, 05, 06, 10, 11 e 12 meses) na série com dados fora do período, estando os demais vencimentos positivos ou melhores que os observados na série HE com dados dentro do período. Tal como ocorrido com o Período 2, este resultado indica a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, o qual foi ratificado pelos testes T bicaudal (*p-value* = 0,028) e MW (*p-value* = 0,005) ao rejeitarem, a 5% de significância, a semelhança entre as séries de dados HE dentro e fora do período entre Jan/2004 e Dez/2008.

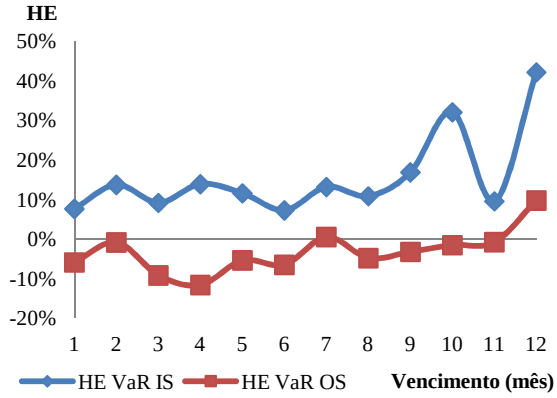
No Período 4, esta também apresentou resultados semelhantes aos dos períodos 2 e 3, com sete HEs negativas (nos vencimentos em 03, 04, 05, 06, 08, 09 e 12 meses) na série com os dados fora do período, com os demais vencimentos positivos ou melhores que os observados na série HE com dados dentro do período. Novamente, este resultado mostra a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, que foi confirmado pelos testes T bicaudal (*p-value* = 0,014) e MW (*p-value* = 0,009) ao rejeitarem, a 5% de significância, a semelhança entre as séries de dados HE dentro e fora do período entre Jan/2009 e Dez/2013.

Ademais, não foi encontrada qualquer correlação significativa entre as séries de dados HE (IS e OS) e o prazo de vencimento, dado que todos os *p-values* calculados estão acima de 5%, em todas os períodos. E pelo teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE (IS e OS) vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (ou 100%). Em conjunto, estas informações rejeitam a hipótese de que, com o aumento do prazo de vencimento, poder-se-ia alcançar a efetividade total.

A respeito dos resultados para a uva, eles são vistos nas Figuras 307 a 310, nas quais se vê a ausência da persistência inter-períodos de *H* na efetividade do hedge.

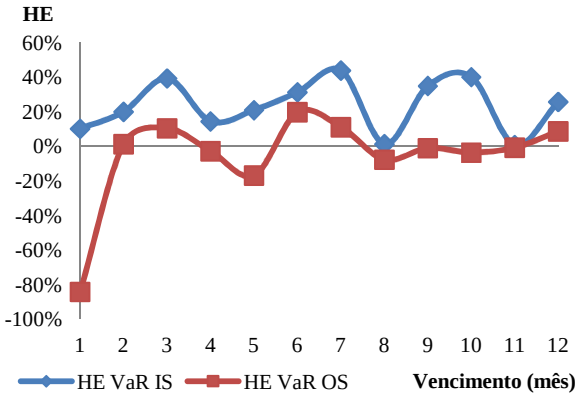
Em todas os períodos, foi observada uma predominância de valores negativos de HE nas séries com dados fora do período, a saber: dez no Período 1, sete no Período 2, oito no Período 3 e sete no Período 4.

Figura 307. HE VaR Período 1 Uva



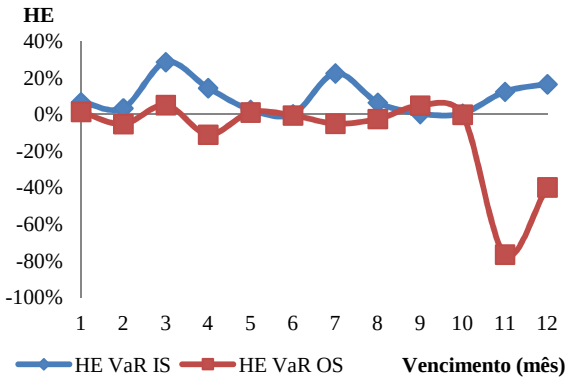
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 308. HE VaR Período 2 Uva



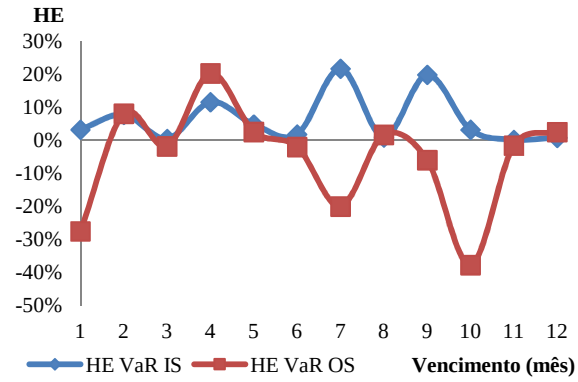
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 309. HE VaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 310. HE VaR Período 4 Uva



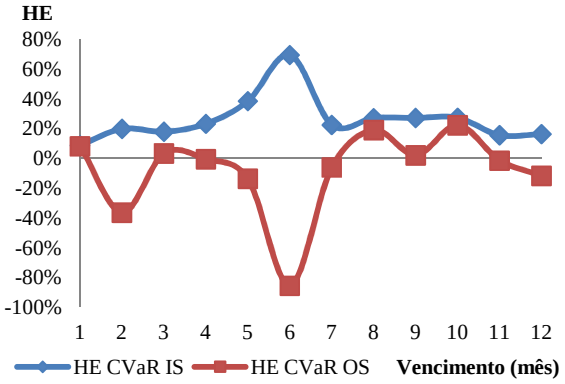
Fonte: Dados da pesquisa.

Em termos estatísticos, a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H* foi comprovada tanto no teste T bicaudal (*p-value* Período 1 = 0,000; *p-value* Período 2 = 0,004; *p-value* Período 3 = 0,017; *p-value* Período 4 = 0,040) como pelo teste MW (*p-value* Período 1 = 0,000; *p-value* Período 2 = 0,001; *p-value* Período 3 = 0,001; *p-value* Período 4 = 0,030) ao rejeitarem, a 5% de significância, a semelhança entre as séries de dados HE dentro e fora do período vistas nas supracitadas figuras.

Pelo teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE (IS e OS) da uva vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (ou 100%). Ainda que tenha sido detectada correlações positivas e significativas (p-value < 5%) nas séries HE vistas no Período 1, em conjunto, estas informações rejeitam, para a uva, a hipótese de que, com o aumento do prazo de vencimento, poder-se-ia alcançar a efetividade total (100%).

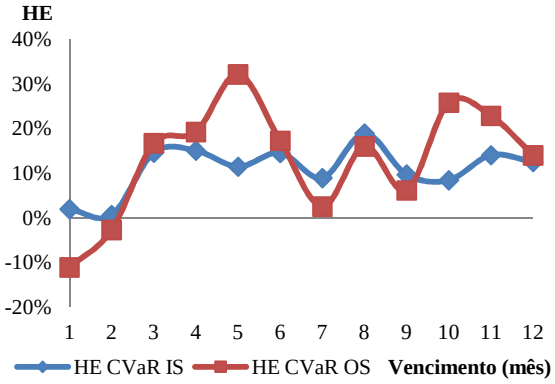
Em relação à efetividade do hedge pela abordagem do CVaR, as Figuras 311 a 314 mostram os resultados para a manga, comparando as séries HE obtidas com dados dentro (IS) e fora (OS) do período, por prazo de vencimento.

Figura 311. HE CVaR Período 1 Manga



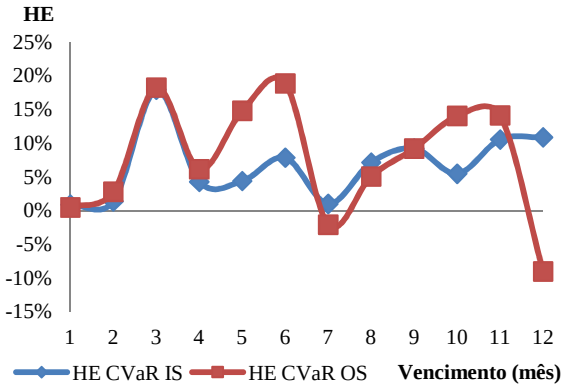
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 312. HE CVaR Período 2 Manga



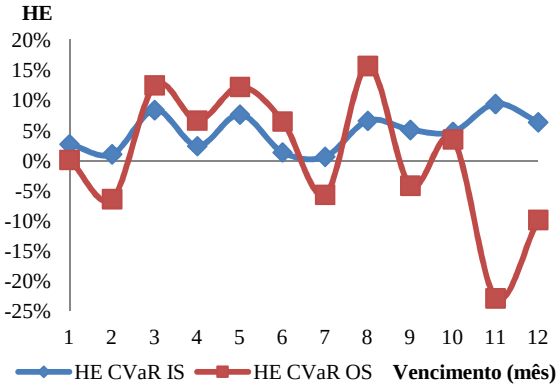
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 313. HE CVaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 314. HE CVaR Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

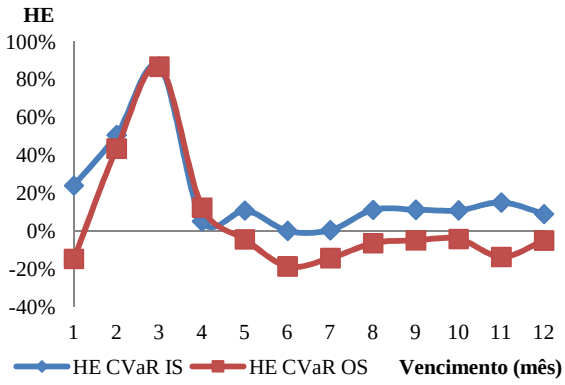
A respeito do Período 1, foram identificados sete valores de HE negativos (nos vencimentos em 02, 04, 05, 06, 07, 11 e 12 meses), sugerindo a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*. Após o uso do teste T bicaudal (*p-value* = 0,002) e MW (*p-value* = 0,000), estes ratificaram a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, ao rejeitarem, a 5% de significância, a semelhança entre as séries de dados HE dentro e fora do período vistas nas supracitadas figuras.

Já para os períodos 2, 3 e 4, foi observada uma prevalência de valores positivos de HE nas séries com dados fora do período, a saber: dez nos períodos 2 e 3, e seis no Período 4. Em termos estatísticos, a persistência inter-períodos dos valores de *H* foi atestada tanto no teste T bicaudal (*p-value* Período 2 = 0,556; *p-value* Período 3 = 0,740; *p-value* Período 4 = 0,252) como pelo teste MW (*p-value* Período 2 = 0,260; *p-value* Período 3 = 0,665; *p-value* Período 4 = 0,436) ao aceitarem, a 5% de significância, a semelhança entre as séries de dados HE dentro e fora do período vistas nas figuras 312 a 314.

Sobre o resultado da correlação de Pearson, ela foi não significativa em todas os períodos, por ter apresentado *p-values* acima de 5% na verificação da existência de uma

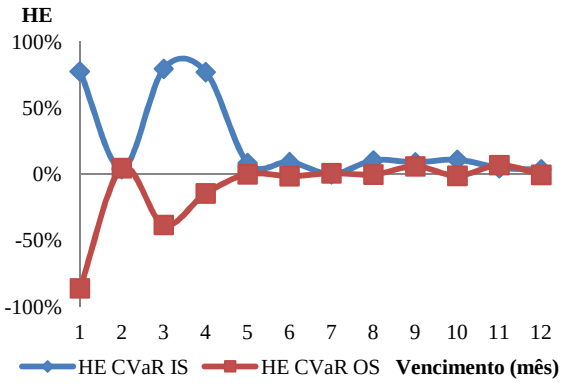
correlação entre as séries de dados HE (IS e OS) e o prazo de vencimento. Com teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE (IS e OS) vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (ou 100%).

Figura 315. HE CVaR Período 1 Melão



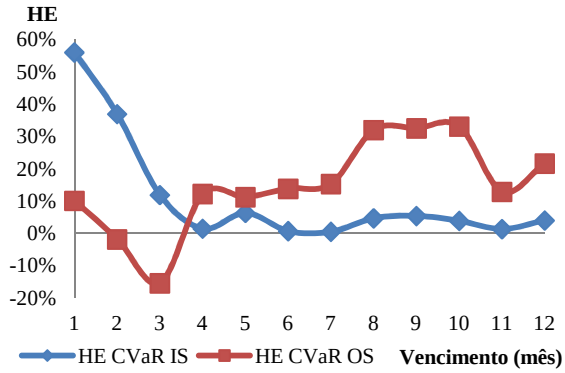
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 316. HE CVaR Período 2 Melão



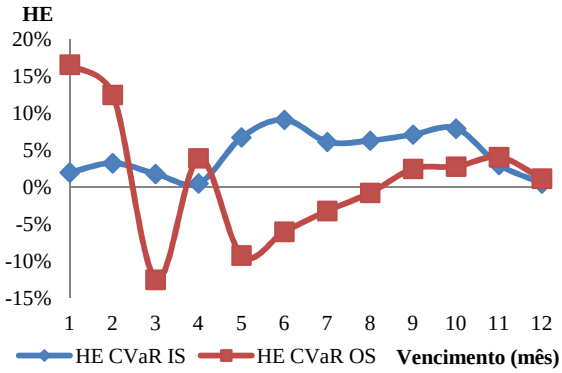
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 317. HE CVaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 318. HE CVaR Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto aos resultados da efetividade do hedge do melão via abordagem CVaR, estes são vistos nas Figuras 315 a 318, também comparando as séries HE obtidas com dados dentro (IS) e fora (OS) do período, por prazo de vencimento.

Em relação à Período 1, identificou-se nove valores HE negativos na série com dados fora do período, o que suscita a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*. Ainda que o teste T bicaudal não a tenha detectado (*p-value* = 0,207), ela foi confirmada pelo teste não paramétrico MW, a 5% de significância (*p-value* = 0,014), rejeitando, portanto, a semelhança entre as séries HE dentro e fora do período vistas na Figura 315.

No Período 2, foram observados sete valores de HE negativos na série com dados fora do período, indicando tal como no Período 1, a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*. Tanto o teste T bicaudal (*p-value* = 0,009) quanto o teste MW (*p-value* = 0,001)

ratificaram esta ausência, rejeitando, mais uma vez, a semelhança entre as séries HE dentro e fora do período apresentadas na Figura 316.

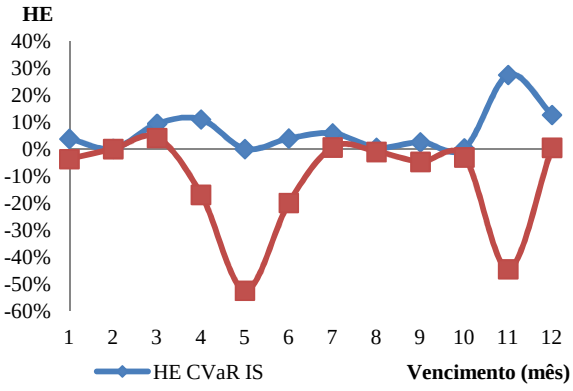
Já os períodos 3 e 4, estas tiveram um comportamento oposto ao visto nos períodos 1 e 2, que foi a predominância de valores positivos de HE nas séries com dados fora do período, a saber: dez no Período 3 e seis no Período 4. Em termos estatísticos, a persistência inter-períodos dos valores de *H* foi atestada tanto no teste T bicaudal (*p-value* Período 3 = 0,574; *p-value* Período 4 = 0,186) como pelo teste MW (*p-value* Período 3 = 0,141; *p-value* Período 4 = 0,141) ao aceitarem, a 5% de significância, a semelhança entre as séries de dados HE dentro e fora do período vistas nas figuras 317 e 318.

Com teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE (IS e OS) vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (ou 100%), dado que todos os *p-values* calculados foram menores que 1%. Mesmo que as correlações entre o prazo de vencimento e as séries HE com dados fora do período tenham sido positivas e estatisticamente significativas nos períodos 2 e 3 (*p-values* < 5%), é rejeitada a hipótese de que, com o aumento do prazo de vencimento, a efetividade do hedge tenda para 100%.

Sobre os resultados da efetividade do hedge da uva via abordagem CVaR, estes são vistos nas Figuras 319 a 322, também comparando as séries HE obtidas com dados dentro (IS) e fora (OS) do período, por prazo de vencimento.

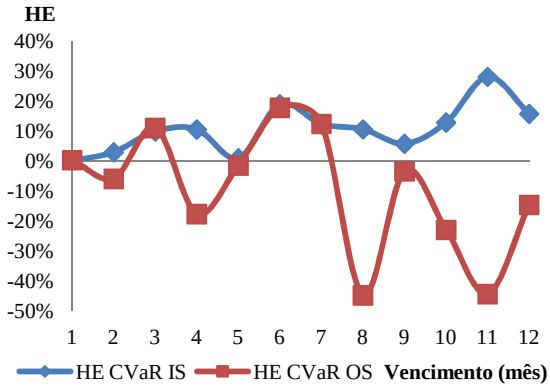
Nos períodos 1, 2 e 4, verificou-se uma predominância de valores HE negativos nas séries com dados fora do período (oito nos períodos 1 e 2, e seis no Período 4), enquanto que no Período 3, somente cinco HE com valores negativos foram identificados.

Figura 319. HE CVaR Período 1 Uva



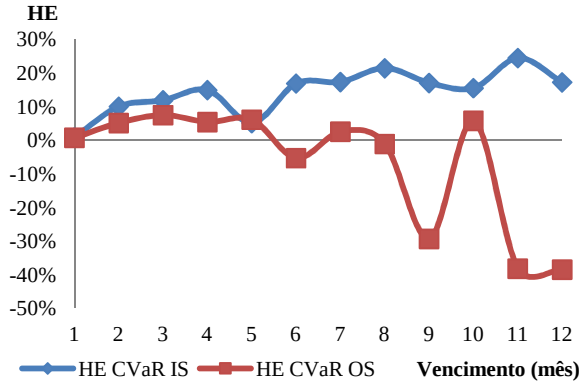
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 320. HE CVaR Período 2 Uva



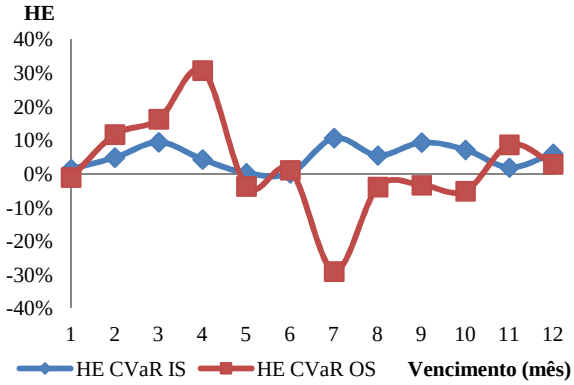
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 321. HE CVaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 322. HE CVaR Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Com a aplicação do teste T bicaudal, a 5% de significância, verificou-se que as séries de dados HE são diferentes entre si nos períodos 1, 2 e 3 (*p-values*: 0,008; 0,007; 0,002, respectivamente), enquanto que no Período 4, as séries de dados foram consideradas estatisticamente semelhantes (*p-value* = 0,502). Esta mesma conclusão foi ratificada pelo teste não paramétrico MW (*p-values*: 0,001; 0,009; 0,001; 0,237, respectivamente para os períodos 1, 2, 3 e 4).

Logo, a persistência inter-períodos somente foi vista no Período 4, ainda que somente seis valores de HE tenham sido positivos (próximos ou melhores) em comparação com os da série obtida com dados dentro do período. E sobre o Período 3, mesmo com a prevalência de valores positivos, a persistência inter-períodos, em termos gráficos, parece ter ocorrido entre os vencimentos d 01 a 05 meses, tornando-se ausente a partir em diante.

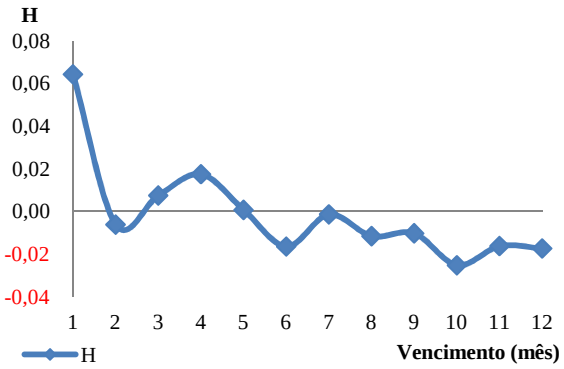
Pelo teste T para uma amostra, também foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE (IS e OS) vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (ou 100%), dado que todos os *p-values* calculados foram menores que 1%. Ainda que as correlações entre o prazo de vencimento e as séries HE com dados dentro do período tenham sido positivas e estatisticamente significativas nos períodos 2 e 3 (*p-values* < 5%), é rejeitada a hipótese de que, com o aumento do prazo de vencimento, a efetividade do hedge caminhe para 100%.

Após apresentar os resultados das razões ótimas/efetividade do hedge próprio para as frutas via abordagens do Valor em Risco (VaR/CVaR), são trazidos nesse momento os valores das razões ótimas/efetividade do cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* das frutas, ilustrados por período e prazo de vencimento.

Nesse sentido, as Figuras 323 a 326 mostram as razões ótimas *H* do cross-hedge para a manga, por período e prazo de vencimento. Em todos os cenários para o VaR, à medida que o prazo de vencimento aumenta, os valores de *H* não tendem para o hedge total (± 100%).

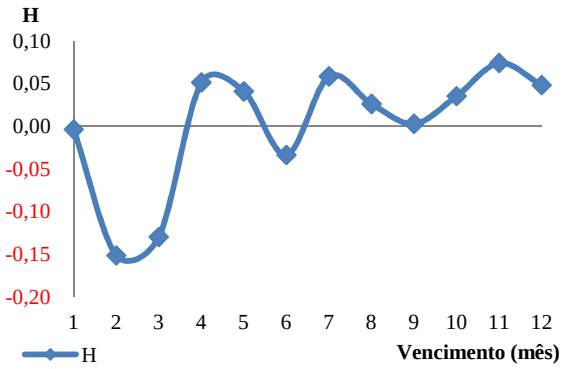
Por comprovação estatística, o teste T para uma amostra apontou que os dados das séries CH, a 5% de significância e em todas os períodos supracitadas, não vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 100%, por ter valores menores que 1%.

Figura 323. CH VaR Período 1 Manga



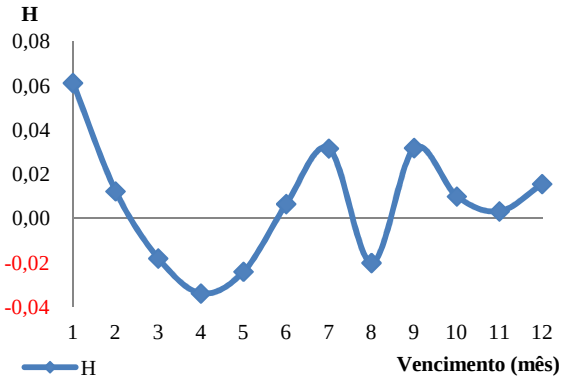
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 324. CH VaR Período 2 Manga



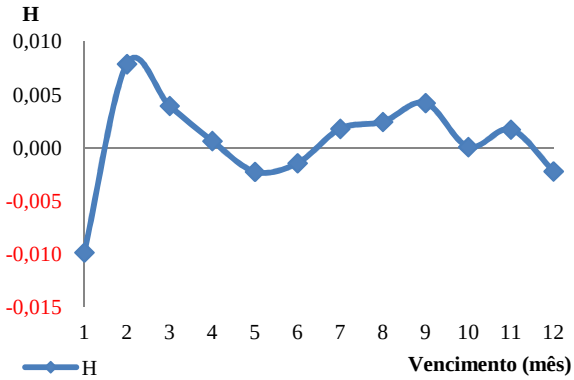
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 325. CH VaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

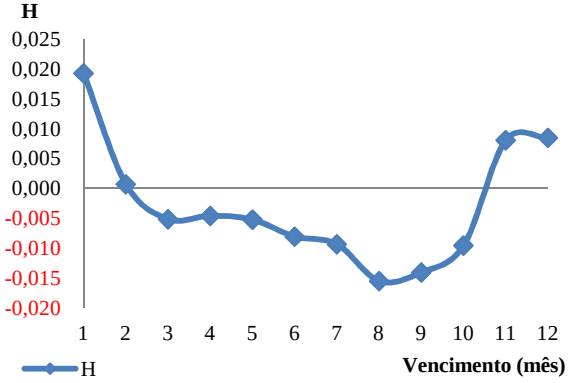
Figura 326. CH VaR Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

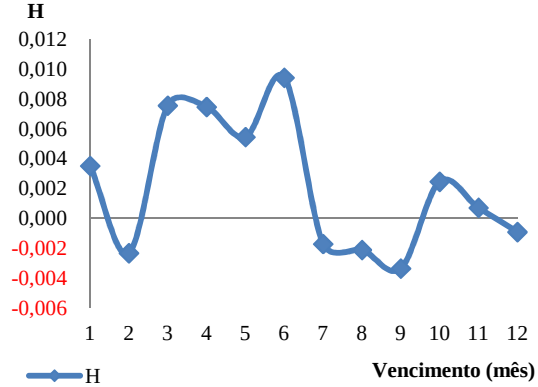
Logo, estas informações implicam na rejeição da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), de que com o aumento do prazo de vencimento, os valores ótimos de *H* tendem para o hedge total, seja em posições vendidas ou compradas no cross-hedge entre preços futuros do petróleo e preço *spot* da manga.

Figura 327. CH VaR Período 1 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 328. CH VaR Período 2 Melão

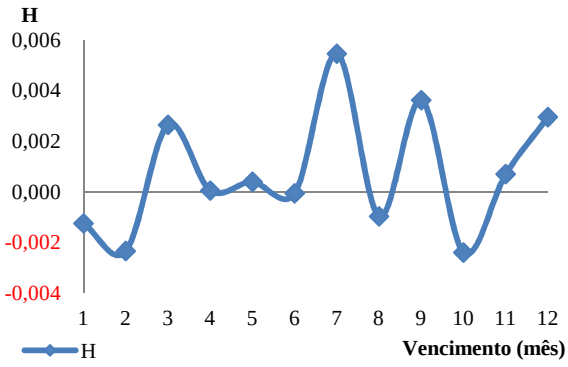


Fonte: Dados da pesquisa.

Em seguida, as Figuras 327 a 330 ilustram as razões ótimas *H* do cross-hedge para o melão, por período e prazo de vencimento. Semelhante ao verificado anteriormente para a manga, também foram vistas, em todos os cenários do VaR que, à medida que o prazo de vencimento aumenta, os valores de *H* novamente não tendem para o hedge total (± 100%).

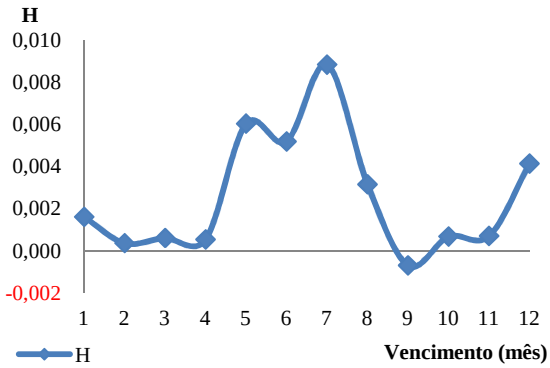
Esta conclusão é ratificada pelo teste T para uma amostra, o qual indicou que os resultados das séries de dados *H* nas Figuras 327 a 330 não vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 100%, uma vez que os *p-values* calculados foram menores que 1%, rejeitando a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

Figura 329. CH VaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 330. CH VaR Período 4 Melão

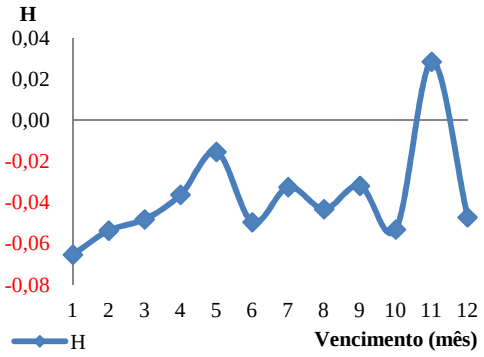


Fonte: Dados da pesquisa.

Por fim, são trazidos os resultados das razões ótimas *H* para o cross-hedge da uva, cujas Figuras 331 a 334 também mostram que, com o aumento do prazo de vencimento, as razões ótimas *H* não convergem para o hedge total (± 100%), em todos os cenários do VaR.

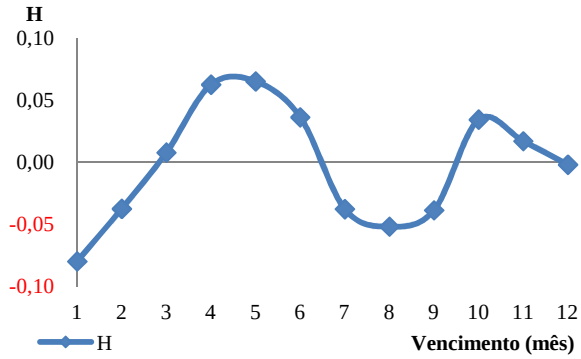
Pelo teste T para uma amostra, este novamente indicou que os resultados das séries de dados *H* nas Figuras 331 a 334 não vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 100%, dado que os *p-values* calculados foram menores que 1%, rejeitando, mais uma vez, a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

Figura 331. CH VaR Período 1 Uva



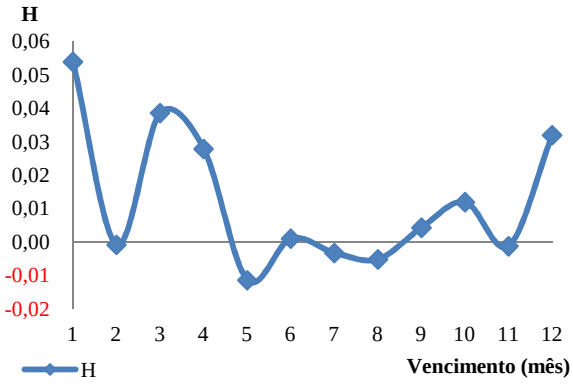
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 332. CH VaR Período 2 Uva



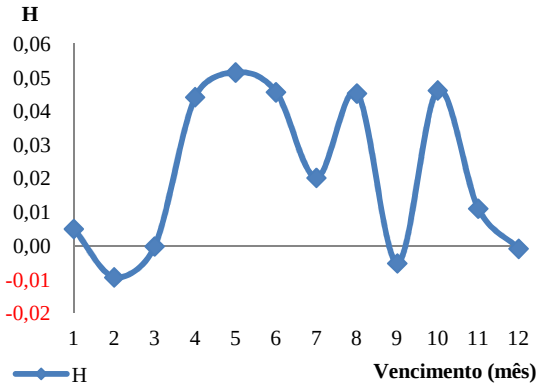
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 333. CH VaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 334. CH VaR Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

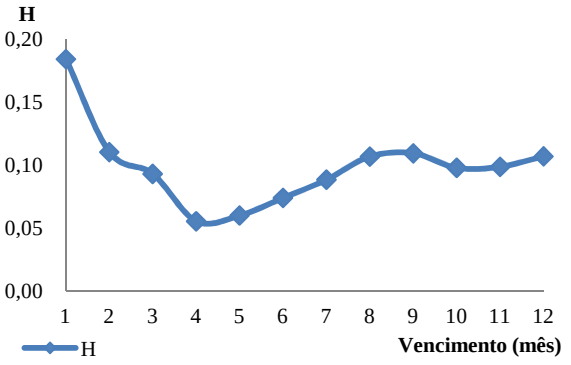
É importante comentar que não fez sentido calcular as correlações entre as séries das razões ótimas *H* vistas nas Figuras 323 a 334 com o prazo de vencimento, porque mesmo que os resultados fossem significativos, eles não contribuiriam para a validação da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), por causa dos baixos valores de *H* calculados.

Nesta fase de apresentação dos resultados, são mostrados, nesse momento, os valores das razões ótimas/efetividade do cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* das frutas, ilustrados por período e prazo de vencimento, pela abordagem do Valor em Risco Condicionado (CVaR), ou *expected shortfall*.

Dito isto, as Figuras 335 a 338 trazem os resultados das razões ótimas *H* para a manga, e semelhante ao já visto no cross-hedge com a abordagem VaR, os valores de H não convergem para o hedge total (100%) com o aumento do prazo de vencimento, em todos os cenários vistos.

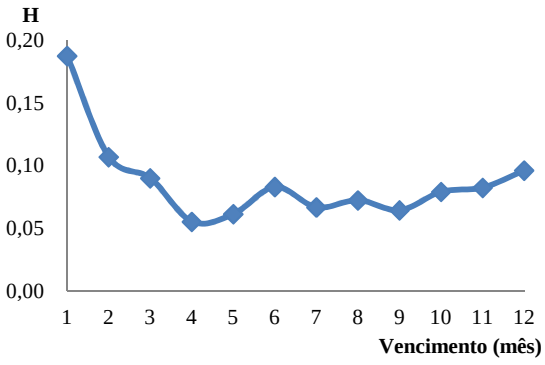
Em termos estatísticos, o teste T para uma amostra apontou que os dados das séries CH, a 5% de significância e em todas os períodos supracitadas, não vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 100%, por ter valores menores que 1%.

Figura 335. CH CVaR Período 1 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

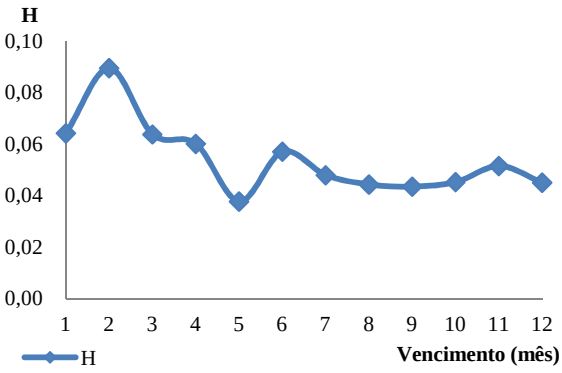
Figura 336. CH CVaR Período 2 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

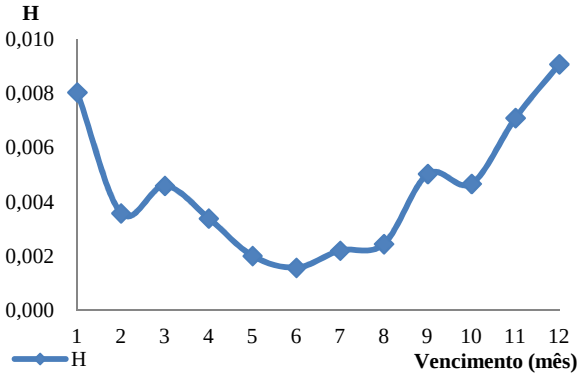
Logo, estas informações implicam na rejeição da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), de que com o aumento do prazo de vencimento, os valores ótimos de *H* tendem para o hedge total, seja em posições vendidas ou compradas no cross-hedge entre preços futuros do petróleo e preço *spot* da manga, pela abordagem CVaR.

Figura 337. CH CVaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 338. CH CVaR Período 4 Manga

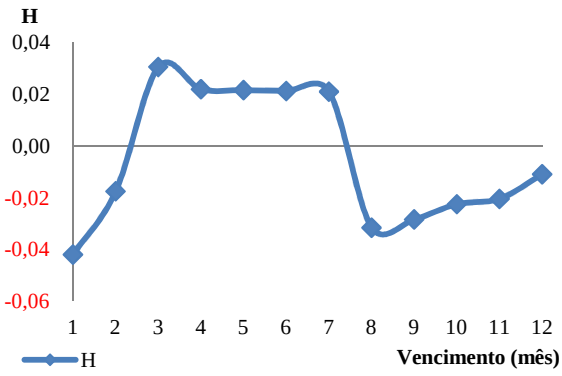


Fonte: Dados da pesquisa.

Em seguida, as Figuras 339 a 342 mostram os resultados das razões ótimas *H* do cross-hedge para o melão, nas quais novamente constatou-se que, com o aumento do prazo de vencimento, os valores de *H* não convergiram para o hedge total (100%).

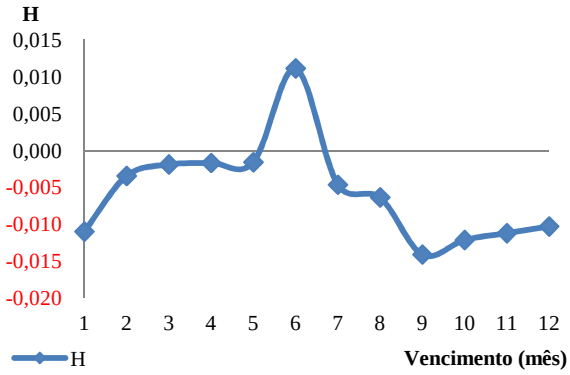
Esta informação é corroborada pelo teste T para uma amostra, o qual indicou que os resultados das séries de dados *H* nas Figuras 339 a 342 não vêm de uma população com média (valor esperado) igual a ± 100%, uma vez que os *p-values* calculados foram menores que 1%, rejeitando a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

Figura 339. CH CVaR Período 1 Melão



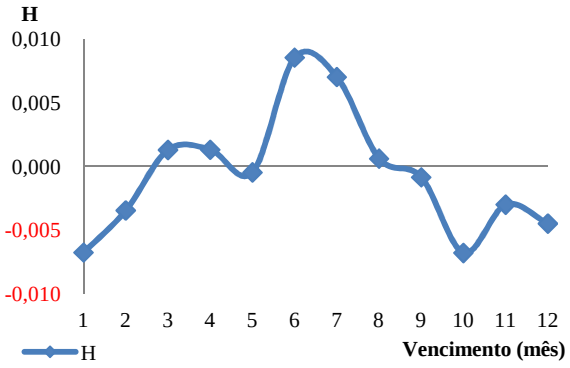
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 340. CH CVaR Período 2 Melão



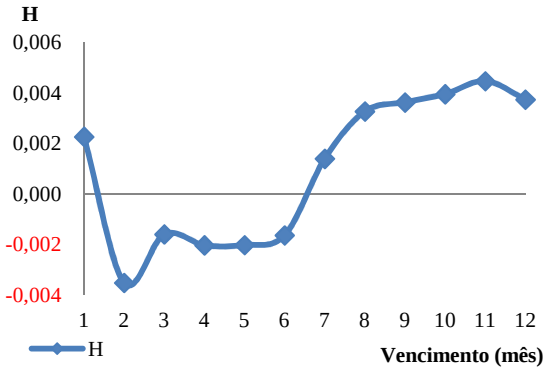
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 341. CH CVaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

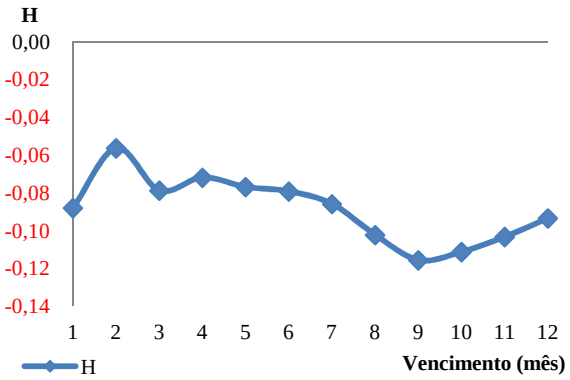
Figura 342. CH CVaR Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

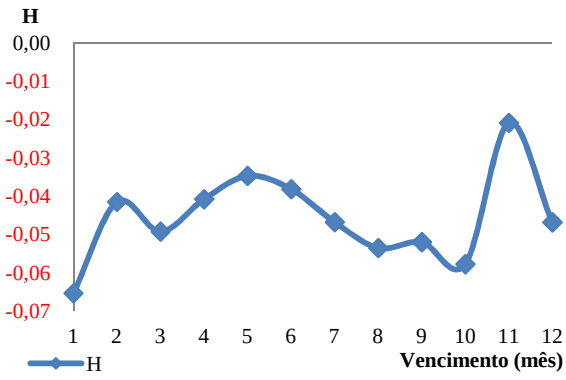
E finalizando a apresentação dos valores das razões ótimas *H* para o cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* das frutas, as Figuras 343 a 346 mostram os resultados para a uva, que seguindo as mesmas respostas vistas para a manga e o melão, não se constatou sua convergência para o hedge total quando do aumento do prazo de vencimento, em todas os cenários e por período.

Figura 343. CH CVaR Período 1 Uva



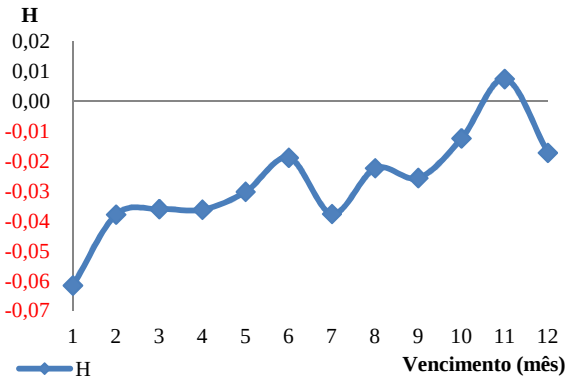
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 344. CH CVaR Período 2 Uva



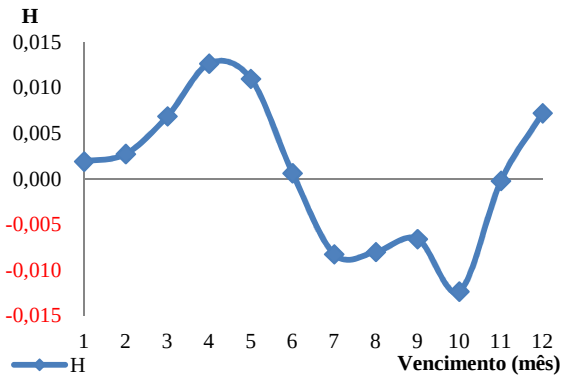
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 345. CH CVaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 346. CH CVaR Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Pelo teste T para uma amostra, este novamente indicou que os resultados das séries de dados *H* nas Figuras 343 a 346 não vêm de uma população com média (valor esperado) igual

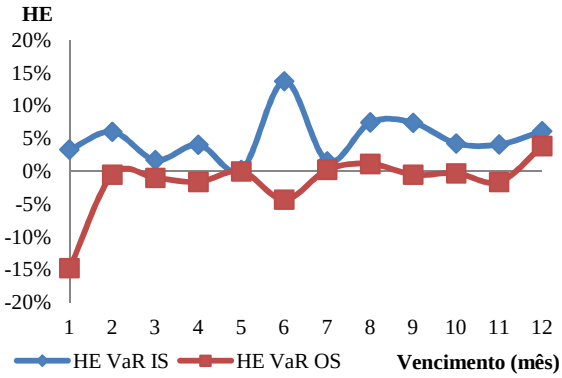
a ± 100%, dado que os *p-values* calculados foram menores que 1%, rejeitando, mais uma vez, a hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004).

É importante comentar que, de novo, não fez sentido calcular as correlações entre as séries das razões ótimas *H* vistas nas Figuras 335 a 346 com o prazo de vencimento, porque mesmo que os resultados fossem significativos, eles não contribuiriam para a validação da hipótese de Chen, Lee e Shrestha (2004), por causa dos baixos valores de *H* calculados.

Após serem mostradas as razões ótimas *H* para o cross-hedge, são aqui trazidas as efetividades do cross-hedge (CHE) obtidas com os supracitados valores de *H* nos dados fora do período (OS), em cada abordagem e por prazo de vencimento, comparando-os também com a efetividade obtida nos dados dentro do período (IS), a fim de observar a ocorrência da persistência inter-períodos.

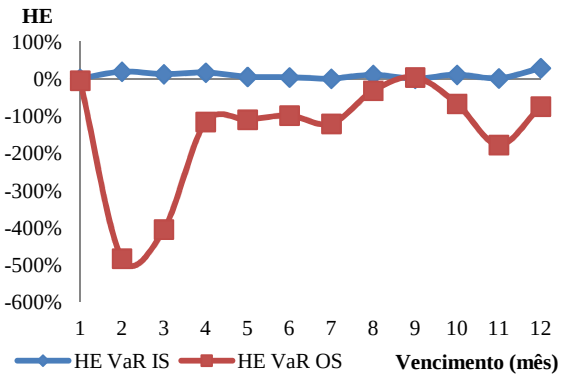
Para a manga, seus resultados são vistos nas Figuras 347 a 350, nas quais se verifica a ausência da persistência inter-períodos de *H* na efetividade do cross-hedge.

Figura 347. CHE VaR Período 1 Manga



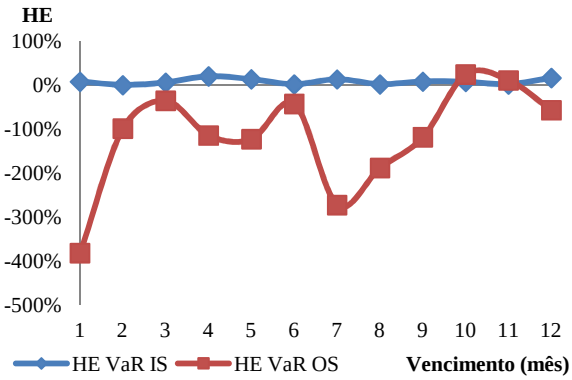
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 348. CHE VaR Período 2 Manga



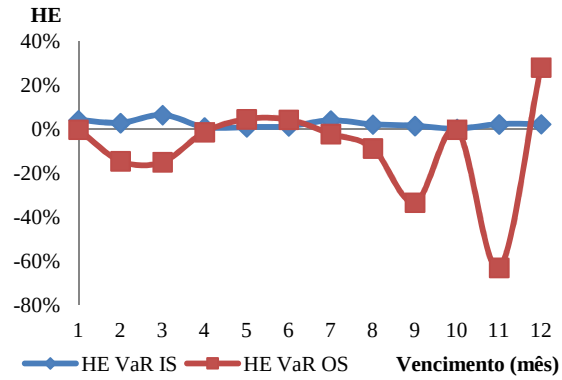
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 349. CHE VaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 350. CHE VaR Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Em todas os períodos, foi observada a prevalência de valores HE negativos, a saber: nove no Período 1, onze no Período 2, dez no Período 3 e nove no Período 4. Assim, estes

resultados indicam que os valores de *H* não conseguiram produzir nos dados fora do período os mesmos obtidos nos dados dentro do período, confirmando a ausência de sua persistência inter-períodos.

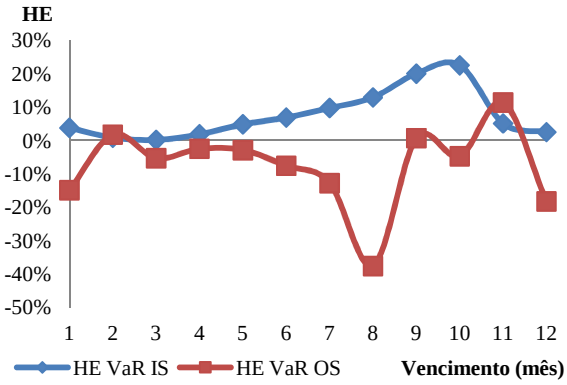
Com a aplicação do teste T bicaudal, a 5% de significância, verificou-se que as séries de dados HE são diferentes entre si nos períodos 1, 2 e 3 (*p-values*: 0,001; 0,006; 0,004, respectivamente), enquanto que no Período 4, as séries de dados foram consideradas estatisticamente semelhantes (*p-value* = 0,124). Entretanto, o teste não paramétrico MW ratifica apenas os resultados para os períodos 1, 2 e 3 (*p-values*: 0,000; 0,000; 0,003, respectivamente), e retifica o resultado do Período 4, indicando também a existência de diferenças entre as séries de dados HE (*p-value* = 0,030).

Pelo teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE (IS e OS) vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 1 (ou 100%), rejeitando a hipótese de que com o aumento do prazo de vencimento, a efetividade tende a 100%, mesmo com a identificação de uma correlação positiva e significativa na série HE OS no Período 1 da manga (r = 0,590; *p-value* = 0,043).

Em relação ao melão, seus resultados são vistos nas Figuras 351 a 354, nas quais também se nota a ausência da persistência inter-períodos de *H* na efetividade do hedge nos períodos 1, 2 e 4. Nelas, foi observada a predominância de valores HE negativos nos dados fora do período, a saber: nove nos períodos 1 e 4, oito no Período 2.

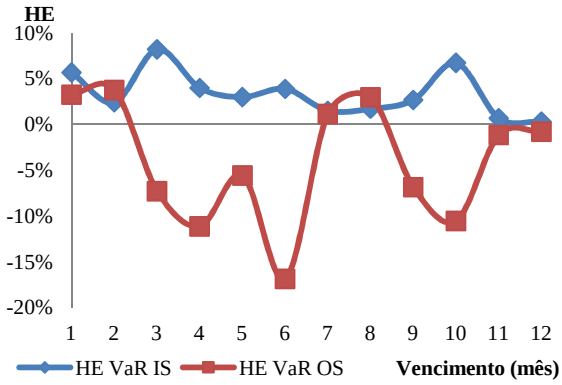
Com a aplicação do teste T bicaudal, a 5% de significância, foi confirmada a diferença entre as séries de dados HE dentro e fora do período, ratificando a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H* (*p-values*: 0,002; 0,003; 0,015, para os períodos 1, 2 e 4). O mesmo resultado foi encontrado pelo teste não paramétrico MW, que referenda o entendimento anteriormente citado (*p-values*: 0,001; 0,004; 0,001, para os períodos 1, 2 e 4).

Figura 351. CHE VaR Período 1 Melão



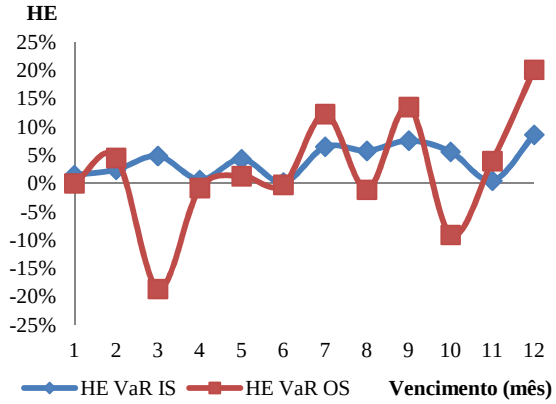
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 352. CHE VaR Período 2 Melão



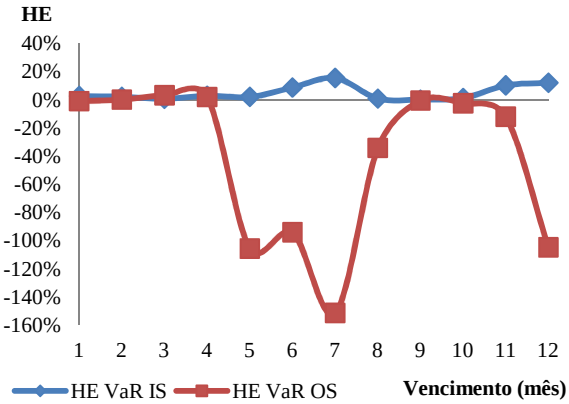
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 353. CHE VaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 354. CHE VaR Período 4 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Já para o Período 3, foram vistos seis valores negativos de HE nas séries de dados fora do período, o que suscita, de certa maneira, a manutenção da persistência inter-períodos dos valores de H, haja vista que também foram detectados seis valores de HE próximos ou até melhores que os vistos na série com dados dentro do período. Tanto o teste T bicaudal (*p-value* = 0,553) como o teste não paramétrico MW (*p-value* = 0,215) confirmaram a semelhança estatística entre as séries HE vistas no Período 3, dando suporte ao conceito da persistência inter-períodos.

E com o uso do teste T para uma amostra, este rejeitou, a 5% de significância, a hipótese de que os dados vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, por ter tido *p-values* < 1%. Além disso, não foi encontrada nenhuma correlação, significativa a 5%, entre as séries de dados HE e o prazo de vencimento, em todas os períodos do melão.

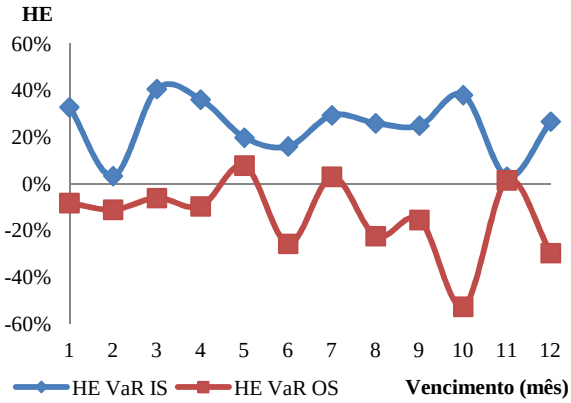
Nas Figuras 355 a 358, estão os resultados do CHE para a uva, por período. Em todas os períodos da uva, foi detectada a predominância de valores negativos nas séries HE com dados fora do período, a saber: nove nos períodos 1 e 3, oito no Período 2 e 10 no Período 4, o que sugere a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, dado que não foi possível reproduzir a contento, nos dados fora do período, os mesmo obtidos com os dados dentro do período.

Novamente, tanto o teste T bicaudal (*p-values*: 0,000; 0,023; 0,050; 0,019, para os períodos 1, 2, 3 e 4) como o teste não paramétrico MW (*p-values*: 0,000; 0,040; 0,004; 0,000, para os períodos 1, 2, 3 e 4) rejeitaram, a 5% de significância e em todos os cenários, a semelhança entre as séries HE, ratificando assim a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, para o caso da uva.

Pelo teste T para uma amostra, foi rejeitada em todas os períodos, a 5% de significância, a hipótese de que os dados das séries HE vêm de uma população com média

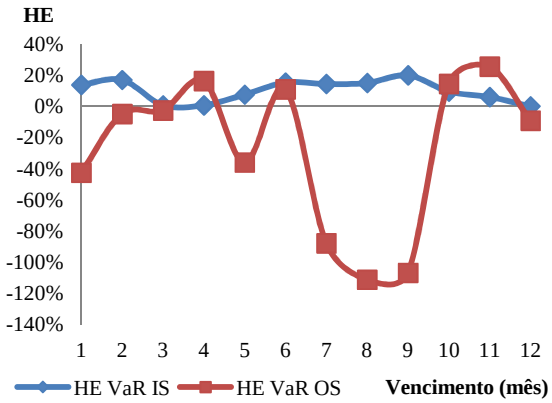
(valor esperado) igual a 100%, por ter apresentado *p-values* < 1%. Ademais, foi rejeitada a hipótese de que os valores de HE não tendem para a efetividade total com o incremento do prazo de vencimento, haja vista que não foram identificadas quaisquer correlações significativas entre estas variáveis.

Figura 355. CHE VaR Período 1 Uva



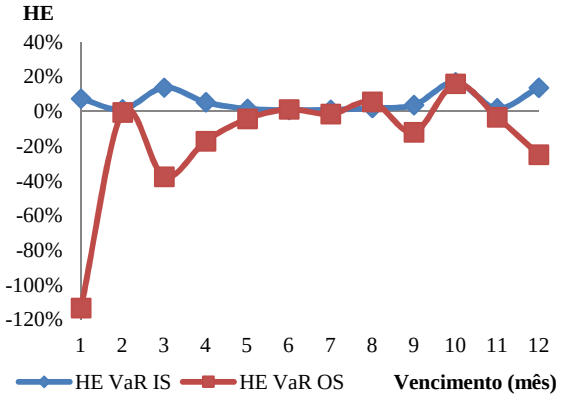
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 356. CHE VaR Período 2 Uva



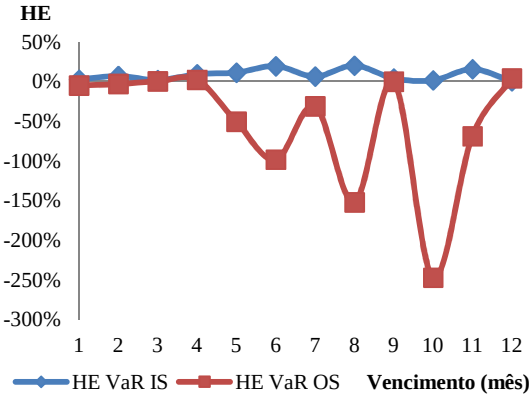
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 357. CHE VaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 358. CHE VaR Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Depois de mostrados os resultados das efetividades do cross-hedge para a abordagem VaR, são mostrados, nesse momento, as efetividades do cross-hedge via abordagem CVaR, por fruta, período e prazo de vencimento.

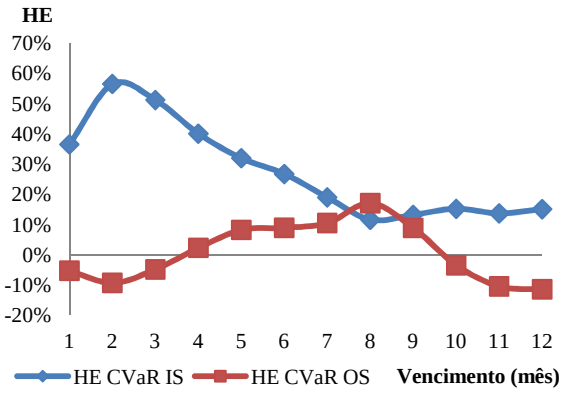
Assim, as Figuras 359 a 362 trazem os resultados para a manga, cujos gráficos sugerem a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, devido à prevalência de valores negativos de HE nos dados fora do período, na maioria dos períodos, a saber: seis no Período 1, doze nos períodos 2 e 3, e oito no Período 4.

O teste T bicaudal indicou a diferença entre as séries de dados HE nos períodos 1, 2, e 3 (*p-value* = 0,000, em todas elas), porém uma semelhança entre as séries HE no Período 4 (*p-value* = 0,093). Contudo ao aplicar o teste não paramétrico MW, este indicou que as séries HE são diferentes entre si, em todas os períodos (*p-value* = 0,000, nos períodos 1, 2 e 3; *p-value* =

0,040 no Período 4), confirmando, a 5% de significância, a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*.

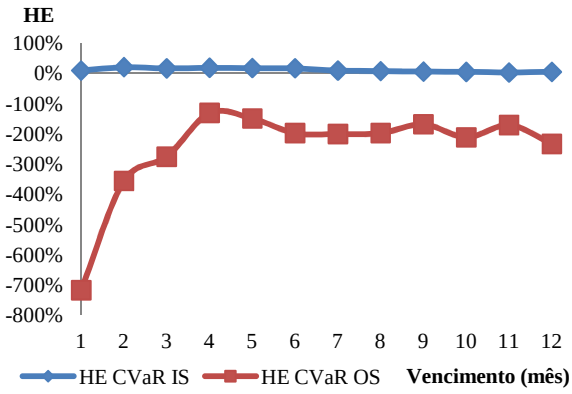
Pelo teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os valores das séries HE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, por terem apresentado *p-values* menores que 1%.

Figura 359. CHE CVaR Período 1 Manga



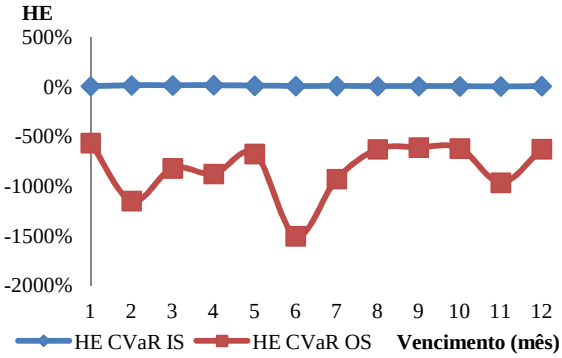
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 360. CHE CVaR Período 2 Manga



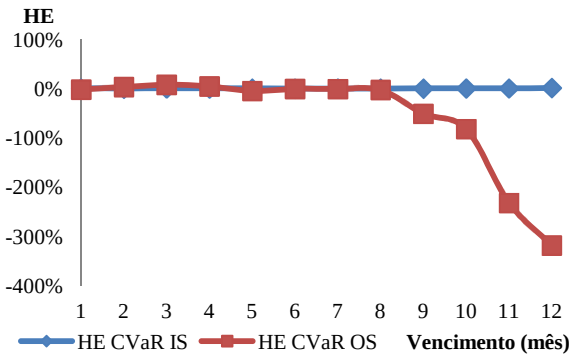
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 361. CHE CVaR Período 3 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 362. CHE CVaR Período 4 Manga



Fonte: Dados da pesquisa.

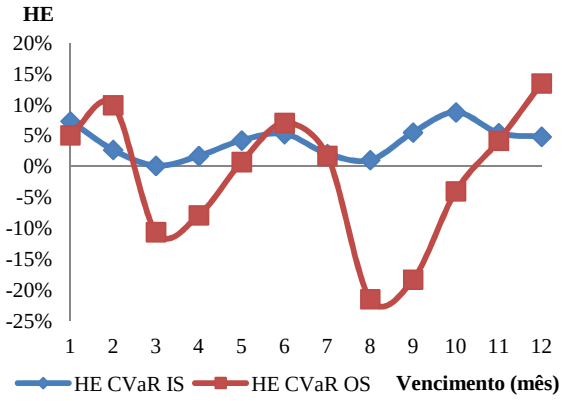
Este resultado, em conjunto com a não identificação de correlações positivas e significativas, eles rejeitam a hipótese de que, com o aumento do prazo de vencimento, a efetividade do hedge tende para 100%.

Quanto ao melão, as Figuras 363 a 366 ilustram os seus resultados sobre a efetividade do cross-hedge. Nelas, verificou-se que, para os dados fora do período, há uma prevalência de valores positivos de HE no Período 1 (sete), enquanto que nos demais períodos, ocorreram a prevalência de valores negativos: nove no Período 2, dez no Período 3 e oito no Período 4.

Pelo teste T bicaudal, a 5% de significância, *a priori*, houve a confirmação da semelhança entre as séries HE nos períodos 1 e 3 (*p-values*: 0,103 e 0,090, respectivamente), enquanto que nos períodos 2 e 4, constatou-se a diferença entre tais séries (*p-values*: 0,003 e 0,007, respectivamente).

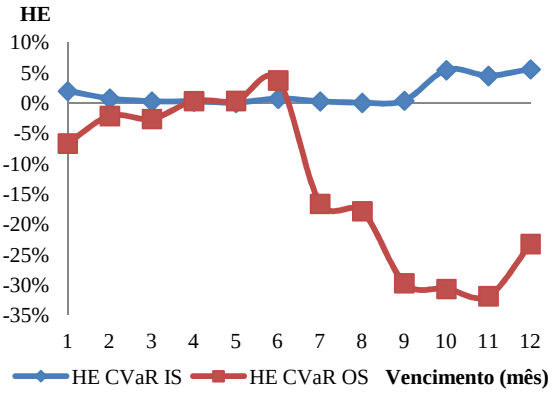
Por outro lado, ao se empregar o teste não paramétrico MW, viu-se que tal semelhança entre as séries HE se manteve apenas no Período 1 (*p-value* = 0,215), enquanto que nas demais, atestou-se a diferença entre as séries HE (*p-value*: 0,002; 0,004; 0,009, para os períodos 2, 3 e 4, respectivamente).

Figura 363. CHE CVaR Período 1 Melão



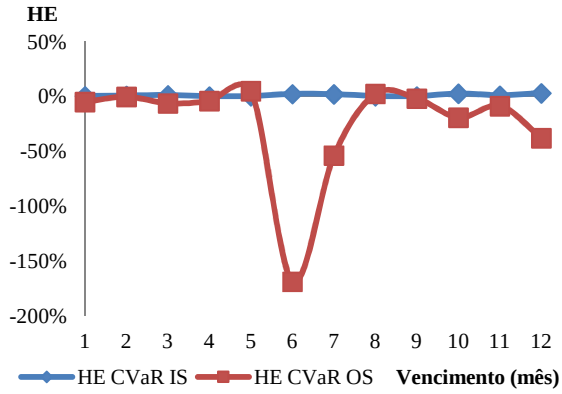
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 364. CHE CVaR Período 2 Melão



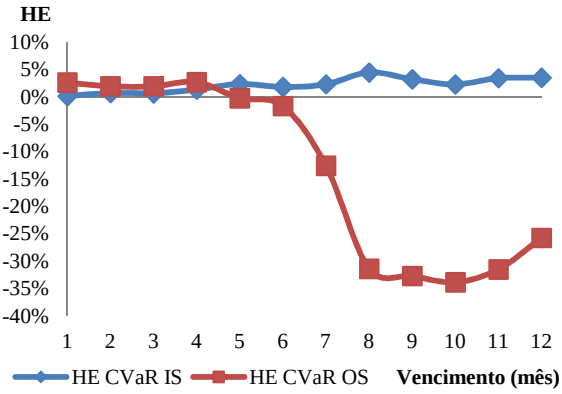
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 365. CHE CVaR Período 3 Melão



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 366. CHE CVaR Período 4 Melão



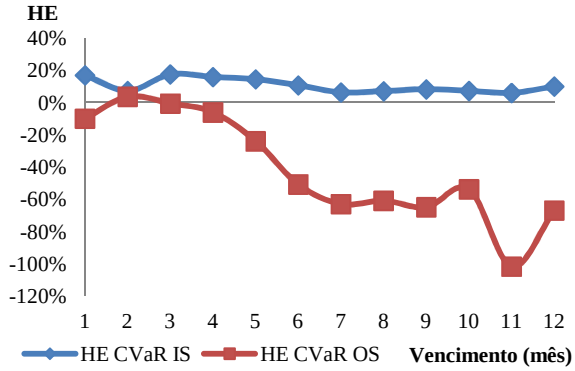
Fonte: Dados da pesquisa.

Assim, estes resultados indicam, de certo modo, que a persistência inter-períodos ocorreu apenas no Período 1, desaparecendo nos períodos seguintes.

Com o teste T para uma amostra, foi rejeitada a hipótese de que os dados das séries HE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%. Mesmo com a identificação de uma correlação positiva e significativas nas séries HE IS nos períodos 2 e 4, é mantida a rejeição da hipótese de que com o aumento do prazo de vencimento, a efetividade do cross-hedge tende para 100%.

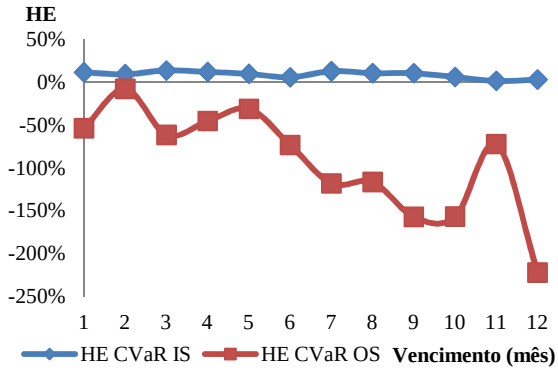
Por fim, as Figuras 367 a 370 trazem os resultados da efetividade do cross-hedge para a uva, nas quais se observa, para os dados fora do período, a predominância de valores HE negativos nos períodos 1, 2 e 3 (onze, doze e sete, respectivamente), enquanto que no Período 4, os valores HE são em sua maioria positivos (nove).

Figura 367. CHE CVaR Período 1 Uva



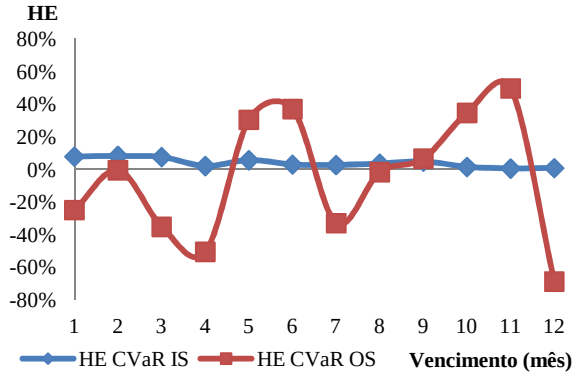
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 368. CHE CVaR Período 2 Uva



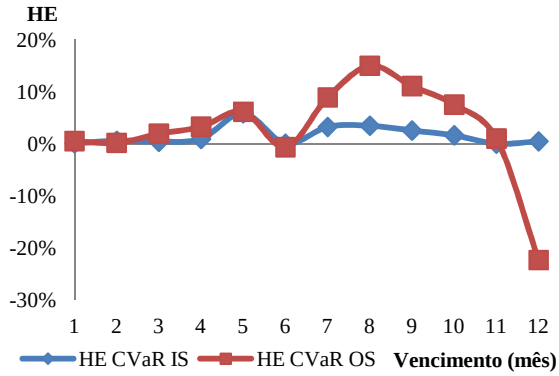
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 369. CHE CVaR Período 3 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 370. CHE CVaR Período 4 Uva



Fonte: Dados da pesquisa.

Com o teste T bicaudal, a 5% de significância, foi constatada a diferença entre as séries HE nos períodos 1 e 2 (*p-value* = 0,000 em ambas), enquanto que se identificou a semelhança entre estas séries HE nos períodos 3 e 4 (*p-value:* 0,447 e 0,690, respectivamente). Pelo teste não paramétrico MW, este ratifica os resultados já anteriormente obtidos (*p-value:* 0,000; 0,000; 0,403 e 0,237, respectivamente para os períodos 1, 2, 3 e 4). Logo, nos períodos 1 e 2, é confirmada a ausência da persistência inter-períodos dos valores de *H*, enquanto que, em certa medida, ela foi confirmada nos períodos 3 e 4.

Pelo teste T para uma amostra, rejeitou-se a hipótese de que os dados das séries HE vêm de uma população com média (valor esperado) igual a 100%, bem como não foi identificada nenhuma correlação positiva entre as elas e o prazo de vencimento.

Uma vez apresentadas as efetividades do hedge e cross-hedge nas abordagens VaR/CVaR, as Tabelas 33 e 34 trazem as médias de suas razões ótimas (H) e efetividades (HE) para os períodos da manga, melão e uva, agrupadas por prazo de vencimento. Tal como anteriormente, serão enfatizados os prazos de vencimento que possuem a maior efetividade média, desde que sua razão ótima média não exceda o hedge total (100%). Caso isso ocorra, é selecionado o prazo imediatamente inferior, até que esta condição seja atendida.

Ao observar os resultados médios para as frutas do hedge próprio na Tabela 31, é percebido que o prazo mais efetivo na abordagem VaR é menor do que na abordagem CVaR.

Para a manga, é indicado o contrato com vencimento em 02 meses na abordagem VaR, e em 10 meses na abordagem CVaR, ambas em posições vendidas. Com o melão, é sugerido o vencimento em 07 meses via abordagem VaR, em posição comprada. Sobre o CVaR, o vencimento em 09 meses, em posição vendida, foi o escolhido por ter sido o contrato futuro com a maior efetividade do hedge e razão ótima menor ou igual a um, conforme os critérios definidos na metodologia desta tese. No caso da uva, não foi encontrado nenhum contrato futuro efetivo pela abordagem VaR, enquanto é indicado o vencimento em 03 meses via abordagem CVaR, em posição vendida.

Tabela 31. H e HE (%) médio para as frutas via abordagens VaR/CVaR (hedge próprio)

Esta tabela mostra, por prazo e abordagens VaR/CVaR, os valores das razões ótimas (H) e efetividades do hedge (HE) para as frutas, num hedge próprio, destacando os vencimentos mais efetivos.

Prazo (mês)	Manga		Melão		Uva	
	VaR (H)	CVaR (H)	VaR (H)	CVaR (H)	VaR (H)	CVaR (H)
01	0,2672	-0,5481	2,0684	2,6897	-0,0216	0,0602
02	-0,7823	-0,6381	0,2374	2,6623	-0,0254	-0,1778
03	0,0072	-1,2583	21,1037	24,0128	-0,0005	-0,7620
04	-0,3488	-1,0110	5,8846	6,9997	0,0246	-0,6737
05	-0,1288	-1,2387	0,3784	-0,5818	0,0225	-0,0012
06	-0,0396	-1,0575	0,3133	-0,3104	0,0083	-0,6376
07	-0,1902	-0,6951	0,3978	-0,1275	-0,0133	-0,5313
08	-0,0319	-1,1129	-0,0720	-0,6257	-0,0138	-0,5514
09	-0,1634	-0,8470	0,0702	-0,5842	-0,0179	-0,3695
10	-0,1239	-0,1889	0,5607	-0,6039	0,0098	-0,8613
11	-0,1221	-1,1707	0,6952	-0,9091	0,0138	-0,7468
12	-0,1944	-1,3006	2,6320	-0,3878	-0,0045	-0,4643

Tabela 32. H e HE (%) médio para as frutas via abordagens VaR/CVaR (hedge próprio) (cont.)

Prazo	VaR (HE)	CVaR (HE)	VaR (HE)	CVaR (HE)	VaR (HE)	CVaR (HE)
01	-1,30	-0,61	-17,01	-18,50	-42,42	-0,92
02	15,60	-10,73	1,90	14,72	-5,03	2,78
03	-15,59	12,68	3,46	5,15	-11,67	9,76
04	10,25	7,87	-20,30	3,53	-2,20	0,42
05	6,85	11,37	-0,02	-0,59	-20,93	-12,88
06	-4,22	-10,80	1,21	-3,06	-28,11	-1,57
07	2,36	-2,85	8,61	-0,35	-29,49	-3,36
08	2,36	13,97	1,26	6,17	-70,23	-12,69
09	-5,92	3,30	-2,75	9,02	-33,76	-10,20
10	4,22	16,41	-5,53	7,65	-67,46	-6,33
11	-1,23	3,14	7,62	2,53	-11,44	-29,60
12	3,05	-4,16	-2,57	4,34	-15,03	-12,41

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 33. H e HE (%) médio para as frutas via abordagens VaR/CVaR (cross-hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e abordagens VaR/CVaR, os valores das razões ótimas (H) e efetividade do hedge (HE) para as frutas, num de cross-hedge, destacando os vencimentos mais efetivos.

Prazo (mês)	Manga		Melão		Uva	
	VaR (H)	CVaR (H)	VaR (H)	CVaR (H)	VaR (H)	CVaR (H)
01	0,0279	0,1109	0,0058	-0,0144	-0,0216	-0,0533
02	-0,0345	0,0775	-0,0009	-0,0070	-0,0254	-0,0333
03	-0,0342	0,0628	0,0014	0,0071	-0,0005	-0,0394
04	0,0088	0,0435	0,0009	0,0049	0,0246	-0,0341
05	0,0037	0,0402	0,0017	0,0044	0,0225	-0,0328
06	-0,0114	0,0538	0,0016	0,0098	0,0083	-0,0340
07	0,0225	0,0513	0,0008	0,0062	-0,0133	-0,0447
08	-0,0008	0,0564	-0,0039	-0,0085	-0,0138	-0,0466
09	0,0071	0,0555	-0,0036	-0,0099	-0,0179	-0,0500
10	0,0050	0,0567	-0,0022	-0,0094	0,0098	-0,0485
11	0,0156	0,0598	0,0025	-0,0075	0,0138	-0,0293
12	0,0110	0,0642	0,0037	-0,0055	-0,0045	-0,0376
Prazo	VaR (HE)	CVaR (HE)	VaR (HE)	CVaR (HE)	VaR (HE)	CVaR (HE)
01	-100,57	-322,75	-3,17	-1,06	-42,42	-22,03
02	-149,16	-378,11	2,50	2,32	-5,03	-1,12
03	-113,95	-273,39	-7,05	-4,44	-11,67	-23,85
04	-58,17	-250,53	-3,13	-2,29	-2,20	-24,65
05	-56,99	-205,26	-28,22	1,41	-20,93	-4,64
06	-35,29	-423,50	-29,70	-40,05	-28,11	-21,95
07	-98,87	-279,89	-37,72	-20,39	-29,49	-51,31
08	-56,96	-202,98	-17,51	-17,13	-70,23	-41,04
09	-37,07	-205,50	1,68	-20,72	-33,76	-51,12
10	-10,57	-229,48	-6,72	-22,01	-67,46	-42,11
11	-57,76	-345,02	0,52	-17,02	-11,44	-30,83
12	-24,71	-297,55	-25,96	-18,43	-15,03	-95,07

Fonte: Dados da pesquisa.

Para os resultados médios do cross-hedge entre o preço futuro do petróleo e os preços *spot* das frutas, é percebido na Tabela 32 que somente ocorreu efetividade positiva com o melão, para o vencimento em 02 meses, em ambas as abordagens.

Por outro lado, é importante enfatizar a baixa efetividade do hedge encontrada neste contrato futuro, que demanda razões de hedge muito baixas, o que em termos práticos, inviabilizaria a existência deste contrato futuro. Por estes termos, não é indicado a realização do cross-hedge com contratos futuros do petróleo via abordagens VaR/CVaR, em todas as frutas aqui analisadas.

4.6 Sumário dos resultados de contratos futuros de frutas

Nesta seção, são mostrados os resultados médios, por fruta, de todos os resultados de hedge e cross-hedge realizadas em todas as abordagens anteriormente empregadas (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR). Com isso, optou-se por identificar os dois vencimentos mais efetivos dentre elas, e suas respectivas razões *H*.

Tabela 34. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a manga (hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as razões ótimas H por hedge próprio para a manga.

Prazo (mês)	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	-0,154	-0,209	-0,210	0,241	-0,059	-0,703	-0,916	-0,034	-0,703	-0,916	0,267	-0,548
02	-0,843	-0,927	-0,928	-0,550	-0,718	-0,353	-0,583	-0,603	-0,347	-0,583	-0,782	-0,638
03	-0,892	-0,997	-0,999	-0,561	-0,513	-1,208	-1,092	-0,471	-1,213	-1,092	0,007	-1,258
04	-0,811	-0,946	-0,949	-0,822	-0,491	-1,145	-0,753	-0,416	-0,881	-0,753	-0,349	-1,011
05	-0,919	-1,081	-1,085	-0,888	-0,576	-1,283	-1,022	-0,426	-1,287	-0,939	-0,129	-1,239
06	-0,868	-0,966	-0,968	**-0,642**	-0,789	-1,143	-1,227	-0,628	-1,143	-1,227	-0,040	-1,057
07	-0,658	-0,802	-0,805	**-0,725**	-0,408	-1,010	-0,890	-0,328	-0,792	-0,848	-0,190	-0,695
08	-0,742	-0,992	-0,997	-0,787	-0,599	-1,298	-0,822	-0,409	-1,264	-0,805	-0,032	-1,113
09	-0,761	-0,939	-0,943	-0,720	-0,718	-1,021	-0,769	-0,494	-0,966	-0,722	-0,163	-0,847
10	-0,333	-0,572	-0,577	-0,312	-0,444	-0,182	-0,079	-0,238	0,024	-0,079	-0,124	-0,189
11	-0,649	-0,909	-0,915	-0,296	-0,631	-0,891	-0,709	-0,473	-0,888	-0,709	-0,122	-1,171
12	-0,614	-0,961	-0,968	-0,504	-0,539	-1,085	-1,074	-0,324	-1,049	-1,074	-0,194	-1,301

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 35. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a manga (hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as efetividades do hedge próprio (%), para a manga.

Prazo (mês)	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	-40,8	-1,3	-1,6	4,3	0,0	-5,0	-39,8	0,1	-3,4	-20,8	-1,3	-0,6
02	-62,7	17,4	16,3	12,1	8,4	4,6	10,1	9,3	5,5	-35,2	15,6	-10,7
03	-1070	24,1	23,8	12,9	10,5	12,5	14,9	7,1	12,2	-729,9	-15,6	12,7
04	-133,8	22,4	22,3	26,4	10,3	7,5	4,1	6,1	9,3	-146,7	10,3	7,9
05	-397,4	27,0	26,3	24,6	12,4	9,0	16,3	6,7	10,4	-106,0	6,9	11,4
06	-93,8	-26,4	-27,0	**32,8**	-8,6	-6,3	-10,0	-6,6	-7,1	-135,2	-4,2	-10,8
07	-24,0	22,5	22,3	**35,8**	10,9	-1,7	-2,3	3,7	1,1	-49,4	2,4	-2,8
08	-25,2	29,9	29,9	31,0	15,4	7,7	8,3	-2,0	5,9	-33,6	2,4	14,0
09	-23,1	26,5	26,4	27,4	11,3	0,5	-0,5	-9,9	1,7	-17,0	-5,9	3,3
10	-21,1	25,7	25,9	32,1	12,6	13,4	6,4	-18,3	9,3	-17,7	4,2	16,4
11	-16,1	25,2	25,0	30,8	14,0	0,7	-2,0	-43,7	-15,0	-19,4	-1,2	3,1
12	-27,0	20,9	24,0	30,5	12,1	6,3	5,4	-492,2	-12,9	-40,1	3,0	-4,2

Fonte: Dados da pesquisa.

Assim, as Tabelas 33 e 34 mostram, respectivamente, os resultados médios das razões ótimas *H* e efetividade do hedge (HE) para a manga, nas quais se viu que os vencimentos em 07 e 06 meses, em posições vendidas e pela abordagem BEKK-GARCH (BG), foram as combinações com as maiores efetividades de hedge próprio.Por essa abordagem, o investidor preocupa-se em somente minimizar a variância do portfólio através de razões ótimas *H* que mudam mensalmente, conforme as nuances dos preços *spot* e futuros.

Tabela 36. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a manga (cross-hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as razões ótimas H por cross-hedge para a manga.

Prazo (mês)	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	0,047	0,048	0,048	0,024	0,009	0,116	0,135	0,007	0,117	0,135	0,028	0,111
02	0,043	0,042	0,042	0,005	0,011	0,073	0,092	0,011	0,073	0,074	-0,034	0,078
03	0,038	0,036	0,036	0,024	0,010	0,058	0,066	0,009	0,059	0,066	-0,034	0,063
04	0,032	0,031	0,031	0,026	0,005	0,059	0,058	0,005	0,060	0,064	0,009	0,043
05	0,026	0,025	0,025	**0,028**	0,005	0,060	0,085	0,005	0,061	0,085	0,004	0,040
06	0,021	0,019	0,019	0,029	0,004	0,062	0,100	0,004	0,061	0,100	-0,011	0,054
07	0,016	0,013	0,013	0,028	0,003	0,060	0,113	0,005	0,061	0,034	0,023	0,051
08	0,013	0,010	0,010	0,033	0,001	0,052	0,100	0,003	0,048	0,011	-0,001	0,056
09	0,011	0,008	0,008	0,026	0,002	0,063	0,095	0,004	0,069	0,021	0,007	0,055
10	0,009	0,006	0,006	0,016	0,000	0,055	0,113	0,004	0,061	**0,037**	0,005	0,057
11	0,008	0,005	0,004	**0,018**	0,001	0,046	0,109	0,004	0,049	0,040	0,016	0,060
12	0,010	0,007	0,007	0,028	0,000	0,060	0,113	0,003	0,054	0,039	0,011	0,064

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 37. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a manga (cross-hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as efetividades do cross-hedge (%), para a manga.

Prazo (mês)	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	-5.899	-274,3	-283,9	3,3	-8,4	-425,5	-568,0	-6,0	-413,4	-701,1	-100,6	-322,7
02	-2.396	-316,6	-325,4	5,3	-13,0	-348,0	-354,5	-8,4	-331,6	-513,4	-149,2	-378,1
03	-20.311	-318,6	-323,8	15,0	-11,8	-266,5	-297,9	-9,8	-258,7	-1.469	-114,0	-273,4
04	-1.693	-299,2	-303,2	12,7	-6,6	-293,9	-322,9	-5,4	-282,4	177,6	-58,2	-250,5
05	-748,2	-242,2	-242,4	**21,1**	-6,7	-387,2	-643,3	-6,2	-382,0	330,1	-57,0	-205,3
06	-227,2	-146,2	-145,3	10,2	-4,5	-520,0	-1.061	-8,5	-511,0	448,7	-35,3	-423,5
07	-110,0	-69,0	-69,5	14,3	-3,2	-356,3	-785,6	-14,1	-354,8	624,8	-98,9	-279,9
08	-107,6	-40,0	-40,4	14,0	-1,9	-285,8	-710,1	-19,3	-242,7	293,9	-57,0	-203,0
09	-126,2	-23,9	-23,1	19,7	-2,9	-301,3	-777,8	-14,7	-262,1	816,7	-37,1	-205,5
10	-129,5	-13,0	-11,5	12,9	-1,4	-247,2	-949,4	-34,8	-275,7	**885,0**	-10,6	-229,5
11	-90,7	-13,3	-10,8	**22,0**	-2,0	-150,6	-1.054	-92,5	-269,1	530,0	-57,8	-345,0
12	-64,7	-30,2	-25,7	14,7	-4,2	-226,3	-771,6	544,5	-266,7	852,9	-24,7	-297,5

Fonte: Dados da pesquisa.

Com cross-hedge entre preço futuro do petróleo e preço *spot* das frutas, as Tabelas 35 e 36 mostram, nessa ordem, os resultados médios das razões ótimas *H* e efetividade do hedge (HE) para a manga, por abordagem e prazo de vencimento.

Nelas, destacaram-se as efetividades do hedge pela abordagem U-MEG, na qual o investidor procura maximizar a diferença entre o retorno do portfólio hedgeado e seu respectivo índice de Média-Gini estendido. Por causa do fenômeno que, dado certo limiar de grau de aversão à perdas (ν), o investidor é compelido a fazer o máximo de hedge possível com vistas a maximizar sua função utilidade, foram observados dez vencimentos com efetividades de hedge acima de 100% nos dados fora do período, notadamente o vencimento em 10 meses, com ν = 300. Entretanto, o desvio-padrão entre os períodos nestes vencimentos também são elevados (acima de 100%). Como alternativa, são sugeridos os vencimentos em 11 e 05 meses, em posições compradas, pela abordagem BEKK-GARCH (BG), os quais possuem desvio-padrão entre os períodos menores que 15%.

Em seguida, as Tabelas 37 e 38 mostram os resultados médios das razões ótimas *H* e efetividade do hedge (HE) para o melão, por abordagem e prazo de vencimento.

Tabela 38. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para o melão (hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as razões ótimas H por hedge próprio para o melão.

Prazo (mês)	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	**6,859**	2,250	2,156	2,220	1,882	2,176	-0,144	1,808	2,621	2,183	2,068	2,690
02	1,110	1,354	1,359	1,399	0,960	2,712	2,489	0,848	2,735	2,489	0,237	2,662
03	16,973	0,575	0,240	19,106	-0,227	23,896	23,957	24,245	24,183	0,654	21,104	24,013
04	7,330	0,300	0,156	5,594	0,036	7,020	7,744	6,109	7,140	1,824	5,885	7,000
05	-0,091	-0,820	-0,835	-0,552	-0,931	-0,628	0,510	-0,833	-0,599	0,566	0,378	-0,582
06	-0,967	-0,382	-0,370	0,489	-0,778	0,033	0,537	-0,899	-0,008	**0,557**	0,313	-0,310
07	-0,201	0,069	0,074	**0,580**	-0,223	0,261	0,678	-0,312	0,268	0,678	0,398	-0,127
08	-0,910	-0,719	-0,715	-0,314	-0,928	-0,575	0,509	-0,929	-0,630	0,509	-0,072	-0,626
09	-0,748	-0,703	-0,277	-0,297	-0,902	-0,623	0,436	-0,890	-0,613	0,496	0,070	-0,584
10	-0,362	-0,641	-0,647	0,846	-0,922	-0,575	0,626	-0,883	-0,560	0,542	0,561	-0,604
11	0,286	-0,631	-0,650	2,015	-0,920	-0,623	0,568	-0,704	-0,620	0,650	0,695	-0,909
12	1,031	-0,140	-0,164	5,693	-0,346	-0,224	1,070	-0,026	-0,120	1,111	2,632	-0,388

Fonte: Dados da pesquisa.

A priori, os resultados indicariam o vencimento em 01 mês pela abordagem da Média-Variância, com grau de aversão mínimo (A = 1), por ter apresentado a maior efetividade do hedge. Entretanto, ela foi rejeitada por dois motivos: ter apresentado uma razão ótima *H* média acima de 100% e ter tido um desvio-padrão entre os períodos elevado (i.e., acima de 100%). Com essas mesmas condições, outros nove resultados foram desconsideradas, o que

resultou na indicação dos vencimentos em 06 meses pela abordagem U-MEG (ν = 300), e no vencimento em 07 meses pela abordagem BEKK-GARCH, ambas em posições compradas.

Tabela 39. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para o melão (hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as efetividades do hedge próprio (%), para o melão.

Prazo (mês)	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	**801,6**	-14,8	-19,2	14,4	-0,50	-12,47	-9,65	10,14	-4,55	208,55	-17,0	-18,5
02	675,0	8,8	6,6	12,8	4,95	3,05	12,64	12,70	12,50	520,24	1,9	14,7
03	-21,7	2,1	1,2	1,9	3,75	-15,19	-10,92	-13,90	-2,25	69,05	3,5	5,1
04	-272,0	3,3	4,2	18,3	5,28	2,61	-3,51	-33,63	-3,60	66,42	-20,3	3,5
05	-31,4	5,1	5,1	7,3	4,73	-3,00	-0,88	2,06	-3,42	8,57	0,0	-0,6
06	-68,7	8,0	7,6	14,0	2,93	-7,17	-5,29	-1,18	5,15	**17,91**	1,2	-3,1
07	-40,5	10,3	10,7	**16,7**	6,31	5,46	7,38	1,64	5,21	8,93	8,6	-0,4
08	-65,0	5,6	5,8	8,3	5,75	0,75	0,98	-0,78	-0,81	7,30	1,3	6,2
09	-33,6	2,8	2,8	4,2	4,64	1,53	0,02	-2,94	1,13	7,73	-2,7	9,0
10	-19,0	3,0	2,8	7,8	3,80	-1,61	-1,20	-2,21	-2,31	5,04	-5,5	7,6
11	-27,8	6,0	6,2	14,7	4,01	-1,12	1,41	-10,84	-2,03	3,68	7,6	2,5
12	-21,4	6,2	6,4	35,5	3,92	-1,10	2,58	-9,00	-2,55	24,76	-2,6	4,3

Fonte: Dados da pesquisa.

Para os resultados do cross-hedge entre preço futuro do petróleo e preço *spot* do melão, as Tabelas 39 e 40 mostram os resultados médios das razões ótimas *H* e efetividade do hedge (HE), também por abordagem e prazo de vencimento.

Tabela 40. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para o melão (cross-hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as razões ótimas H por cross-hedge para o melão.

Prazo	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	-0,005	-0,004	-0,004	-0,010	-0,001	-0,011	-0,043	-0,001	-0,011	-0,043	0,006	-0,014
02	0,000	-0,001	-0,001	-0,006	0,001	-0,003	0,013	0,001	-0,003	-0,017	-0,001	-0,007
03	0,002	-0,000	-0,000	-0,004	0,000	0,004	0,016	0,001	0,003	0,003	0,001	0,007
04	0,002	0,001	0,001	-0,000	0,000	0,003	0,019	0,001	0,002	-0,002	0,001	0,005
05	0,003	0,001	0,001	0,002	0,000	0,007	0,023	0,001	0,007	0,021	0,002	0,004
06	0,004	0,002	0,002	0,004	0,000	0,008	0,024	0,001	0,008	**0,003**	0,002	0,010
07	0,005	0,003	0,003	-0,002	0,000	-0,001	-0,029	0,001	-0,002	-0,025	0,001	0,006
08	0,005	0,002	0,002	-0,003	-0,000	-0,003	-0,025	0,001	-0,004	-0,024	-0,004	-0,009
09	0,003	0,000	0,000	-0,002	-0,001	-0,006	-0,023	0,001	-0,006	-0,023	-0,004	-0,010
10	0,001	-0,002	**-0,003**	-0,007	-0,001	-0,011	-0,030	0,000	-0,009	-0,023	-0,002	-0,009
11	0,001	-0,003	-0,003	-0,007	-0,001	-0,007	-0,023	0,000	-0,005	-0,009	0,003	-0,008
12	0,001	-0,003	**-0,003**	-0,007	-0,001	-0,007	0,009	-0,000	-0,005	-0,009	0,004	-0,005

Fonte: Dados da pesquisa.

Nelas, são vistos que os vencimentos em 06 e 05 meses pela abordagem U-MEG, com ν = 300, apresentam as maiores efetividades do cross-hedge, apresentando inclusive

resultados acima de 100%, causadas pelo fenômeno do limiar de grau de aversão à perdas (ν), o qual investidor é compelido a fazer o máximo de hedge possível com vistas a maximizar sua função utilidade. Todavia, os desvios-padrão entre os períodos nesses vencimentos são acima de 100%, trazendo uma alta variabilidade desses resultados.

Tabela 41. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para o melão (cross-hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as efetividades do cross-hedge (%), para o melão.

Prazo	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	-307,9	-3,3	-2,2	2,4	0,1	-4,9	-34,9	-1,4	-7,1	-221,2	-3,2	-1,1
02	-1054,4	-0,9	-0,1	5,3	-0,6	0,2	-17,5	-1,8	-1,0	-129,1	2,5	2,3
03	-263,4	-1,8	-1,0	5,0	-0,9	-2,1	-43,8	-2,5	-3,3	-129,4	-7,0	-4,4
04	-109,1	-3,8	-3,1	2,0	-0,9	-0,9	-89,2	-2,2	-1,0	-34,2	-3,1	-2,3
05	-88,0	-5,0	-4,4	2,7	-0,4	-18,1	-206,0	-2,4	-32,1	139,4	-28,2	1,4
06	-117,9	-6,0	-6,1	5,1	0,5	-26,5	-219,8	-3,0	-37,1	**140,9**	-29,7	-40,0
07	-185,8	-4,4	-5,0	5,1	0,9	-1,5	-74,0	-4,9	-14,3	-329,0	-37,7	-20,4
08	-233,8	-2,3	-3,1	3,6	1,8	-7,2	-47,1	-8,3	-13,1	-284,5	-17,5	-17,1
09	-301,6	2,5	3,7	4,1	3,0	-0,3	-49,0	-12,8	-19,0	-290,1	1,7	-20,7
10	-365,7	3,2	**7,3**	5,0	4,2	-0,3	-75,7	-17,3	-24,8	-311,6	-6,7	-22,0
11	-438,3	0,8	6,3	5,3	4,4	3,9	-45,2	-19,8	-25,9	-37,4	0,5	-17,0
12	-470,1	3,5	**8,7**	5,5	4,7	1,6	-73,2	-16,0	-41,0	-85,7	-26,0	-18,4

Fonte: Dados da pesquisa.

Por outro lado, são indicados os vencimentos em 12 e 10 meses pela abordagem Média-Variância, com A $\rightarrow \infty$, que resulta na abordagem da Variância Mínima, por terem desvios-padrão entre os períodos menores que 17%. A ressalva feita é sobre os diminutos valores das razões ótimas encontradas para a realização do cross-hedge que, em termos práticos, não tornariam possíveis a sua operacionalização no mercado de futuros do petróleo.

Por fim, as Tabelas 41 e 42 mostram os valores médios das razões ótimas *H* e efetividade do hedge (HE) para a uva, por abordagem e prazo de vencimento. Nelas, são indicados os vencimentos em 06 e 03 meses, pelas abordagens U-MEG, Média-Variância (A $\rightarrow \infty$) e BEKK-GARCH, todas em posições vendidas.

A abordagem BEKK-GARCH também foi indicada para a uva por ter tido uma efetividade bem similar à da Variância Mínima, mas com uma razão ótima de hedge menor e com a vantagem de permitir o hedging dinâmico para o investidor.

Tabela 42. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a uva (hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as razões ótimas H por hedge próprio para a uva.

Prazo	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	0,121	0,041	0,040	0,256	0,074	-0,089	-0,053	0,116	-0,074	0,036	-0,022	0,060
02	-0,499	-0,585	-0,587	-0,373	-0,541	-0,249	-0,667	-0,467	-0,240	-0,667	-0,025	-0,178
03	-0,796	-0,914	**-0,916**	**-0,780**	-0,916	-0,738	-0,251	-0,855	-0,610	-0,251	-0,001	-0,762
04	-0,573	-0,714	-0,717	-0,693	-0,667	-0,629	-0,558	-0,568	-0,611	-0,558	0,025	-0,674
05	-0,351	-0,585	-0,589	-0,388	-0,602	-0,488	-0,364	-0,415	-0,412	-0,364	0,023	-0,001
06	-0,403	-0,659	-0,664	-0,603	-0,723	-0,632	-0,520	-0,486	-0,582	**-0,272**	0,008	-0,638
07	-0,490	-0,715	-0,719	-0,601	-0,778	-0,394	-0,156	-0,622	-0,366	-0,150	-0,013	-0,531
08	-0,450	-0,678	-0,683	-0,535	-0,727	-0,547	-0,235	-0,516	-0,491	-0,235	-0,014	-0,551
09	-0,420	-0,661	-0,688	-0,458	-0,724	-0,660	-0,568	-0,521	-0,561	-0,494	-0,018	-0,370
10	-0,299	-0,610	-0,617	-0,487	-0,630	-0,753	-0,598	-0,393	-0,684	-0,254	0,010	-0,861
11	-0,375	-0,797	-0,806	-0,636	-0,717	-0,864	-1,327	-0,402	-0,784	-0,991	0,014	-0,747
12	-0,285	-0,626	-0,633	-0,448	-0,582	-0,537	-0,698	-0,322	-0,534	-0,309	-0,005	-0,464

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 43. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a uva (hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as efetividades do hedge próprio (%), para a uva.

Prazo	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	1,4	-0,9	-1,0	4,6	0,2	-3,2	-4,8	0,8	-2,9	-2,8	-42,4	-0,9
02	3,1	7,5	7,6	12,6	3,2	3,6	-5,6	1,8	3,3	-35,1	-5,0	2,8
03	24,5	25,6	**25,7**	**25,4**	15,9	9,2	4,0	12,9	9,8	-6,3	-11,7	9,8
04	-11,8	5,0	5,3	18,6	4,8	-6,1	-11,9	0,3	-7,9	-301,7	-2,2	0,4
05	-5,1	12,1	12,3	11,4	5,1	3,1	7,3	-0,4	3,6	-101,8	-20,9	-12,9
06	24,5	19,9	20,1	18,0	10,0	5,3	3,2	5,7	4,1	**34,8**	-28,1	-1,6
07	-15,5	5,3	5,7	24,4	3,2	0,0	1,8	-5,8	-1,7	-44,6	-29,5	-3,4
08	-4,6	16,5	16,8	20,1	8,7	-6,8	-7,0	-1,4	-9,9	-126,7	-70,2	-12,7
09	-13,4	14,6	14,9	21,3	6,8	-12,7	-16,3	-5,5	-16,5	-251,0	-33,8	-10,2
10	-25,9	10,3	10,5	10,9	4,3	0,8	5,4	-9,0	0,7	-34,6	-67,5	-6,3
11	-117,9	-4,5	-4,3	16,8	-0,2	-25,1	-60,0	-31,6	-31,7	-113,6	-11,4	-29,6
12	-99,8	12,1	12,4	9,9	6,0	-11,1	-29,7	-486,5	-29,2	-58,4	-15,0	-12,4

Fonte: Dados da pesquisa.

Sobre os resultados do cross-hedge entre preço futuro do petróleo e preço *spot* da uva, as Tabelas 43 e 44 mostram os resultados médios das razões ótimas *H* e efetividade do hedge (HE), também por abordagem e prazo de vencimento.

Tabela 44. Sumário das razões ótimas *H*, por abordagem, para a uva (cross-hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as razões ótimas H por cross-hedge para a uva.

Prazo	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	-0,012	-0,011	-0,011	-0,024	-0,003	-0,054	-0,065	-0,004	-0,056	-0,067	-0,022	-0,053
02	-0,007	-0,008	-0,008	-0,010	-0,000	-0,036	-0,074	0,000	-0,035	-0,074	-0,025	-0,033
03	-0,007	-0,009	-0,009	-0,004	0,002	-0,042	-0,065	0,005	-0,042	-0,063	-0,001	-0,039
04	-0,010	-0,012	-0,012	**0,005**	0,002	-0,036	-0,063	0,003	-0,036	-0,059	0,025	-0,034
05	-0,011	-0,012	-0,012	0,008	0,001	-0,027	-0,062	0,002	-0,033	-0,060	0,023	-0,033
06	-0,010	-0,012	-0,012	0,017	0,001	-0,027	-0,061	0,003	-0,029	-0,063	0,008	-0,034
07	-0,011	-0,014	-0,014	0,011	-0,000	-0,035	-0,014	0,003	-0,036	-0,049	-0,013	-0,045
08	-0,014	-0,017	-0,017	0,004	-0,002	-0,042	-0,084	-0,000	-0,047	-0,077	-0,014	-0,047
09	-0,014	-0,017	-0,017	0,001	-0,002	-0,045	-0,092	-0,000	-0,045	-0,085	-0,018	-0,050
10	-0,011	-0,014	-0,014	-0,006	-0,001	-0,037	-0,088	0,005	-0,036	-0,053	0,010	-0,049
11	-0,005	-0,008	-0,009	**-0,022**	0,001	-0,015	-0,081	0,006	-0,022	-0,037	0,014	-0,029
12	-0,001	-0,005	-0,005	-0,043	0,001	-0,028	-0,075	0,006	-0,038	-0,062	-0,005	-0,038

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 45. Sumário das efetividades do hedge, por abordagem, para a uva (cross-hedge)

Esta tabela mostra, por prazo e todas abordagens de hedging (Variância Mínima, Média-Variância, BEKK-GARCH, MEG, U-MEG, VaR e CVaR), as efetividades do cross-hedge (%), para a uva.

Prazo	Média-Variância			BG	MEG			U-MEG			VaR	CVaR
	A = 1	A = 50	A = ∞		v = 2	v = 50	v = 300	v = 2	v = 50	v = 300		
01	-23,1	-4,3	-4,1	3,3	-0,3	-35,2	-44,4	-1,3	-38,6	-128,9	-42,4	-22,0
02	-23,4	-4,5	-4,4	8,5	-0,3	-18,0	-46,6	-1,4	-19,8	-234,5	-5,0	-1,1
03	-73,1	-7,3	-7,0	12,6	-0,4	-30,6	-66,5	-1,0	-37,0	-804,3	-11,7	-23,8
04	-89,5	-10,7	-10,3	**20,5**	-0,6	-30,0	-66,8	-1,3	-34,3	-2072,1	-2,2	-24,6
05	-143,4	-13,3	-12,8	19,9	-1,2	-20,6	-43,2	-3,0	-28,5	-3159,9	-20,9	-4,6
06	-360,6	-11,5	-10,8	16,4	-2,3	-30,4	-81,6	-7,7	-42,4	-1413,9	-28,1	-22,0
07	-150,6	-14,4	-13,6	11,4	-3,1	-37,3	-39,9	-11,4	-55,7	-1068,4	-29,5	-51,3
08	-149,3	-18,0	-17,0	13,5	-3,2	-39,2	-107,4	-16,3	-63,5	-6224,5	-70,2	-41,0
09	-140,6	-18,8	-17,6	12,7	-2,5	-48,5	-138,0	-20,6	-74,0	-3415,2	-33,8	-51,1
10	-109,2	-11,4	-10,2	10,2	-1,1	-33,3	-125,7	-22,2	-52,5	-915,2	-67,5	-42,1
11	-40,9	-3,7	-2,7	**22,1**	0,1	-2,7	-151,9	-17,8	-40,4	-401,1	-11,4	-30,8
12	7,4	-2,7	-1,5	17,0	-1,7	-57,3	-234,4	-15,3	-134,2	-992,4	-15,0	-95,1

Fonte: Dados da pesquisa.

Nelas, são vistas que os vencimentos em 11 e 04 meses, pela abordagem BEKK-GRCK, foram os mais efetivos dentre os resultados obtidos, em posições vendidas e compradas, respectivamente.

Das doze tabelas apresentadas nesta seção que sumarizam os resultados da tese, a abordagem BEKK-GARCH foi indicada sete vezes como principal proposta de hedging para as frutas exportadas aqui analisadas, sendo quatro vezes apontada para se realizar o cross-hedge entre os preços futuros do petróleo e os preços *spot* da manga e da uva.

Em seguida vem a abordagem da Variância Mínima, com três indicações de uso para o hedging, sendo duas delas para o cross-hedge para o preço do melão, ainda que seja reconhecida a dificuldade de sua operacionalização, por causa das diminutas razões ótimas *H*.

Finalmente, vem a abordagem U-MEG, com duas indicações para realização do hedging, sendo nenhuma delas para a realização do cross-hedge, em qualquer fruta.

5 Conclusões

O propósito desta pesquisa foi demonstrar que a fruticultura exportadora brasileira tem possibilidades de utilização de instrumentos financeiros com a finalidade de minimizar o risco de preço inerente à sua atividade econômica. Dado que ela possui características fundamentais para a existência de mercados de derivativos que lhes atenda, estes mercados colaborariam para a criação de um cenário mais perseverante de crescimento econômico, e de consequente atração de novos investimentos para o setor.

Tendo como foco o mercado de futuros, esta tese trouxe uma resposta para o seu objetivo geral, definido como "*Verificar as configurações nas quais as estratégias de hedging são efetivas na diminuição do risco de preço da fruticultura exportadora brasileira*". Para isso, foi necessário atender a quatro objetivos específicos, que foram determinantes na construção desta resposta.

Em relação ao *objetivo específico 1* (*Prever os preços futuros da fruticultura exportadora brasileira através de modelos econométricos de previsão de séries temporais*), os resultados apontaram para o uso dos modelos ARIMA/GARCH para a previsão dos preços futuros das frutas selecionadas (manga, melão e uva). Uma vez que eles tiveram superioridade na qualidade de previsão frente aos de suavização exponencial *Holt-Winters*, estes permitiram um acompanhamento mais apurado do fortalecimento ou enfraquecimento da Base no tempo.

Ademais, ainda que as séries de volume exportado apresentem características de sazonalidade (Apêndice A), o efeito desta sazonalidade não foi detectada nas séries de preços, conforme pode ser visto nos modelos de previsão obtidos (Apêndices C, D e E).

A respeito do *objetivo específico 2* (*Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito da Variância como medida de risco*), foi observado que, se forem considerados um mercado de futuros por hedge próprio e os critérios metodológicos aqui definidos, o contrato com vencimento em 07 meses pela abordagem BEKK-GARCH e em posição vendida seria o mais efetivo para a manga (H = -0,725; HE = 35,8%); o contrato com vencimento em 07 meses pela abordagem BEKK-GARCH e em posição comprada seria o mais efetivo para o melão (H = 0,580; HE = 16,7%); e o contrato com vencimento em 03 meses pela abordagem da Variância Mínima e em posição vendida seria o mais efetivo para a uva (H = -0,916; HE = 25,7%).

No caso do cross-hedge com os preços futuros do petróleo, o contrato com vencimento em 11 meses pela abordagem BEKK-GARCH e em posição comprada seria o mais efetivo para a manga (H = 0,018; HE = 22,0%); o contrato com vencimento em 12 meses pela abordagem da Variância Mínima e em posição vendida seria o mais efetivo para o melão (H = -0,003; HE = 8,7%); e o contrato com vencimento em 11 meses pela abordagem BEKK-GARCH e em posição vendida seria o mais efetivo para a uva (H = -0,022; HE = 22,1%).

Sobre o *objetivo específico 3* (*Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito da Dominância Estocástica como medida de risco*), foi verificado que, se forem considerados um mercado de futuros por hedge próprio e os critérios metodológicos antes definidos, o contrato com vencimento em 08 meses pela abordagem MEG ($\nu = 2$) e em posição vendida seria o mais efetivo para a manga (H = -0,599; HE = 15,4%); o contrato com vencimento em 06 meses pela abordagem U-MEG ($\nu = 300$) e em posição comprada seria o mais efetivo para o melão (H = 0,557; HE = 17,9%); e o contrato com vencimento em 06 meses pela abordagem U-MEG ($\nu = 300$) e em posição vendida seria o mais efetivo para a uva (H = -0,272; HE = 34,8%).

Pelo cross-hedge com os preços futuros do petróleo, o contrato com vencimento em 10 meses pela abordagem U-MEG ($\nu = 300$) e em posição comprada seria o mais efetivo para a manga (H = 0,037; HE = 885,0%); o contrato com vencimento em 06 meses pela abordagem U-MEG ($\nu = 300$) e em posição comprada seria o mais efetivo para o melão (H = 0,003; HE = 140,9%); e o contrato com vencimento em 12 meses pela abordagem U-MEG ($\nu = 2$) e em posição comprada seria o mais efetivo para a uva (H = 0,001; HE = 0,1%).

E quanto ao *objetivo específico 4* (*Identificar a efetividade do hedge em contratos futuros via abordagens que consideram o conceito do Valor em Risco como medida de risco*), foi visto que, se forem considerados um mercado de futuros por hedge próprio e os critérios metodológicos previamente definidos, o contrato com vencimento em 10 meses pela abordagem CVaR e em posição vendida seria o mais efetivo para a manga (H = -0,189; HE = 16,4%); o contrato com vencimento em 09 meses pela abordagem CVaR e em posição vendida seria o mais efetivo para o melão (H = -0,584; HE = 9,0%); e o contrato com vencimento em 03 meses pela abordagem CVaR e em posição vendida seria o mais efetivo para a uva (H = -0,762; HE = 9,8%).

Com o cross-hedge via preços futuros do petróleo, nenhum contrato futuro foi efetivo para a manga; o contrato com vencimento em 02 meses pela abordagem VaR e em posição

vendida seria o mais efetivo para o melão (H = 0,001; HE = 2,5%); e nenhum contrato futuro foi efetivo para a uva.

A partir das respostas obtidas nos objetivos específicos, formulou-se a seguinte resposta para o objetivo geral:

- Pelo hedge próprio, o contrato com vencimento em 07 meses e em posição vendida, pela abordagem BEKK-GARCH, foi o mais efetivo dentre as demais para a manga (H = -0,725; HE = 35,8%); em 06 meses e em posição comprada, pela abordagem U-MEG (ν = 300), foi o mais efetivo dentre as demais para o melão (H = 0,557; HE = 17,9%); e em 06 meses e em posição vendida, pela abordagem U-MEG (ν = 300), foi o mais efetivo dentre as demais para a uva (H = -0,272; HE = 34,8%).

- Considerando o cross-hedge, o contrato com vencimento em 11 meses e em posição comprada, pela abordagem BEKK-GARCH, foi o mais efetivo (indicado) dentre as demais, para a manga (H = 0,018; HE = 22%); o contrato com vencimento em 12 meses e em posição vendida, pela abordagem da Variância Mínima, foi o mais efetivo dentre as demais, para o melão (H = -0,003; HE = 8,7%); e o contrato com vencimento em 11 meses e em posição vendida, pela abordagem BEKK-GARCH, foi o mais efetivo dentre as demais, para a uva (H = -0,022; HE = 22,1%). Vale ressaltar a dificuldade do cross-hedge a ser feito para o melão, dado os diminutos valores de *H* a serem realizados em termos práticos, chamando a atenção para investigações futuras.

Em termos teóricos, ainda que as efetividades do hedge para a fruticultura exportadora brasileira não estejam nos patamares observados para o café arábica, que possui valores acima de 70% para dados mensais (SILVEIRA; CRUZ JÚNIOR; SAES, 2012), foi apresentada uma solução que alcançou metade desta marca para o hedge próprio, e cerca de 30% para o cross-hedge via contratos futuros de petróleo.

Estes resultados das efetividades do hedge e do cross-hedge podem estar relacionados com a distribuição de probabilidade dos retornos das frutas aqui estudadas (Figura 23), que são leptocúrticas e, portanto, oferecem uma baixa variabilidade de valores previstos. Além disso, dada a pluralidade de formatos de contratos futuros vistos nessas três frutas, não foi possível encontrar uma configuração básica de um contrato futuro para a fruticultura exportadora brasileira.

Assim, este estudo trouxe para a discussão acadêmica em Administração o uso de previsões para a análise de razões ótimas/efetividade do hedge de maneira *ex ante*, principalmente para produtos que ainda não são transacionados em bolsas de mercadorias e futuros, quando normalmente a literatura especializada sobre o assunto traz estudos *ex post*.

Dessa forma, poder-se-ia obter os melhores vencimentos esperados e escolher a melhor abordagem de hedging para o produto analisado, sem necessariamente existir seu mercado de derivativos, a partir da metodologia utilizada no desenvolvimento desta pesquisa.

Outro aspecto teórico discutido neste estudo foi a correlação entre o prazo de vencimento e as razões ótimas/efetividade do hedge, hipotetizadas por Chen, Lee e Shrestha (2004). Majoritariamente, não foi evidenciada esta correlação, e os poucos casos em que ela foi detectada, os valores das razões ótimas/efetividade do hedge não tenderam para 100%. Todavia, foram identificadas situações em que o grau de aversão à perdas (nas abordagens Média-Gini) interferiram nas razões ótimas de hedge, fazendo-as alcançarem o hedge total.

Por outro lado, é reconhecido que, por se tratar de uma previsão, alguns aspectos inerentes e importantes para o mercado de derivativos não foram considerados, especialmente o grau de liquidez e os custos de corretagem, fatores determinantes para o sucesso destes contratos. Assim, esta lacuna fica para novas investigações.

Para o desenvolvimento de estudos futuros sobre esta temática, um elemento importante para a realização deste estudo foram as metodologias de previsão dos preços futuros. De maneira a aumentar a acurácia na obtenção desses valores e aumentar a correlação entre as variações dos preços futuros e *spot*, é indicada a busca por novas maneiras de prevê-los, sendo sugeridos os modelos lineares dinâmicos, os de cointegração, o filtro de Kalman, as equações diferenciais estocásticas ou o modelo de Salazar, Adeodato e Arnaud (2014) , cujos resultados poderiam ser comparados com os modelos ARIMA/GARCH aqui obtidos, identificando qual dentre eles tem a melhor precisão nesse contexto. Ainda sobre este tópico, também é indicado o uso dos *Markov Switching Models*, uma vez que há evidências de quebra estrutural na variância das séries da manga.

Dado que nem todos as abordagens de hedging descritas no capítulo de referencial teórico foram selecionadas para análise, é indicado o seu uso em estudos futuros, de modo a comparar seus resultados com os aqui obtidos.

Além disso, é interessante estudar com maior profundidade as propriedades dos modelos que admitem o grau de aversão às perdas em seus cálculos, de maneira a obter uma melhor compreensão sobre seu uso enquanto estratégia de hedging, haja vista os escassos trabalhos brasileiros identificados até então.

Também é sugerida a simulação de como seriam as razões ótimas/efetividade do hedge num mercado de opções para a fruticultura exportadora, empregando as abordagens de hedging descritas nesta pesquisa, e realizar uma comparação entre os resultados obtidos.

E uma vez que se empregou o cross-hedge nesta tese, também é sugerido o uso de outras séries de preços futuros transacionadas em bolsa de mercadorias e futuros, com o objetivo de identificar possíveis melhorias na efetividade do hedge com as frutas exportadas brasileiras.

Nesse caso, é sugerida as séries de contratos futuros do dólar, uma vez que Nazlioglu e Soytas (2012) identificaram a influência da taxa de câmbio (em US$) nos preços das commodities agrícolas.

Referências

ABITANTE, K. G. Co-integração entre os mercados spot e futuro:evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46. n.1, jan/mar., 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/resr/v46n1/a04v46n1.pdf>. Acesso: 24/08/2013, 18:32.

AIUBE, F. A. L. **Modelos quantitativos em finanças com enfoque em commodities**. Porto Alegre: Bookman, 2013.

ALVES, E.; SOUZA, G. S.; GOMES, E. G.; MAGALHÃES, E.; ROCHA, D. P. Um modelo de produção para a agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 21, n.4, p. 35-59, out/nov/dez 2012a. Disponível em: <http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/revistaAgricola/>. Acesso: 21/05/2013, 19:57.

ALVES, G. J.; GOMES, M. F. M.; LIMA, J. E.; GOMES, M. T. M. Modelo de previsão de preços: um estudo para o algodão brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v.11, n.2, p. 235-249, abr/jun, 2012b. Disponível em: <http://www.spell.org.br/documentos /ver/8001/modelo-de-previsao-de-precos--um-estudo-para-o-algodao-brasileiro/i/pt-br>. Acesso: 04/05/2013, 19:09.

ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. Hedging and joint Production: theory and illustrations. **The Journal of Finance**, v.35, n.2, p.487-498, May, 1980. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2327409>. Access: 20/08/2013, 15:25.

_____. Cross Hedging. **Journal of Political Economy**, v.89, n. 6, p.1182-1196, Dec., 1981. Available in: < http://www.jstor.org/stable/1837189?origin=JSTOR-pdf>. Access: 05/06/2013, 19:11.

ARÊDES, A. L.; PEREIRA, M. W. G. Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no Estado do Paraná. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 55, n. 1, p. 63-76, jan./jun. 2008. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=9392>. Acesso: 03/07/2012, 23:17.

AZEVEDO, P. F. Comercialização de produtos agroindustriais. In: BATALHA, M. O. (Org.). **Gestão agroindustrial**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2007. v. 1. p. 64-112.

BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous Generalized ARCH. **Discussion paper 92-5**, Nov., 1991. Available in: <http://econ.arizona. edu/docs/Working_Papers/Archives/1992/WP_92-5.pdf>. Access: 15/09/2013, 13:39.

BAILLIE, R. T. Long memory processes and fractional integration in econometrics. **Journal of econometrics**, v.73, n.1, p.5-59, July, 1996. Available in: <http://www.sciencedirect. com/science/article/pii/0304407695017321#>. Access: 18/07/2013, 16:54.

_____. MYERS, R. Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge. **Journal of Applied Econometrics**, v.6, n.2, p.109-124, 1991. (.PDF file).

BALCOMBE, K. The nature and determinants of volatility in agricultural prices: an empirical study from 1962-2008. **Commodity Market Review 2009-2010**, Rome, p.1-24, May, 2010. Available in: <http://www.fao.org/docrep/012/i1545e/i1545e00.pdf>. Access: 05/22/2013, 16:16.

BARROS, G. S. C.; ADAMI, A. C. O. Exportações do agronegócio batem novo recorde em 2012, mesmo com queda de preços. **Análises**: CEPEA/ESALQ-USP, 2013. Disponível em:

<http://www.cepea.esalq.usp.br/comunicacao/Cepea_ExportAgro_2012.doc>. Acesso: 20/05/2013, 15:40.

BARROS, V. F. A; MENEZES, J. E. Análise da relação entre a produção e o consumo de água na grande Goiânia utilizando o método estatístico de previsão de Holt-Winters. **Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental**, v.7, n.7, p.1272-1282, mar/ago, 2012. Disponível em: < http://cascavel.cpd.ufsm.br/revistas/ojs-2.2.2/index.php/reget/article/view/5021/3708>. Acesso: 16/07/2013, 16:54.

BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J. V. K. Multivariate GARCH models: a survey. **Journal of applied econometrics**, v.21, n.1, p.79-109, Jan./Feb., 2006. Available in: < http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/jae.842/full>. Access: 26/06/2013, 14:44.

BENETTI, M. D. A internacionalização real do agronegócio brasileiro – 1990-03. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v.32, n.2, p. 197-222, ago 2004. Disponível em: <http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/index>. Acesso: 22/05/2013, 00:16.

_____. *Boom* exportador: ruptura ou continuidade do padrão do comércio brasileiro? **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v.34, n.1, p. 75-88, jul 2006. Disponível em: <http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/index>. Acesso: 22/05/2013, 10:53.

_____. Em 2010, o Brasil em processo de internacionalização dos recursos naturais. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v.38, n.3, p. 17-26, 2011. Disponível em: <http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/index>. Acesso: 22/05/2013, 10:55.

BERA, A. K.; HIGGINS, M. L. ARCH models: properties, estimation and testing. **Journal of Economic Surveys**, v.7, n.4, p.305-366, Dec., 1993. Available in: <http://onlinelibrary. wiley.com/doi/10.1111/j.1467-6419.1993.tb00170.x/abstract>. Access: 05/03/2013, 14:57.

_____.; GARCIA, P.; ROH, J. S. Estimation of time-varying hedge ratios for corn and soybeans: BGARCH and Random Coefficient approaches. **Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B**, v.59, n.3, p.346-368, Dec. 1997. Available in: <http://www-jstor-org.ez21.periodicos.capes.gov.br/stable/25053010>. Access: 09/05/2013, 18:01.

BERGMAN, U. M.; HANSSON, J. Real exchange rates and switching regimes. **Journal of International Money and Finance**, v.24, n.1, p.121-138, Feb., 2005. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560604000890#>. Access: 26/02/2014, 18:28.

BIGNOTTO, E. C. Comunicação de risco financeiro e perspectivas de aplicação de VAR na agroindústria. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 141, p.60-64, 2000. Disponível em: <http://lojavirtual.bmf.com.br/LojaIE/Portal/Pages/Publicacoes/Resenhas/arquivos/141/art04141.pdf>. Acesso: 04/05/2011, 22:10.

BITENCOURT, W. A.; SILVA, W. S.; SÁFADI, T. Hedge dinâmicos: uma evidência para os contratos futuros brasileiros. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v.8, n.1, p.71-78, 2006. Disponível em: <http://revista.dae.ufla.br/index.php/ora/article/viewArticle /180>. Acesso: 11/09/2013, 22:03.

BLACK, F. The pricing of commodity contracts. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, v. 3, n. 1-2, p. 167-179, Jan/mar 1976. Available in: <http://www.sciencedirect. com/science/article/pii/0304405X76900246>. Access: 04/07/2012, 21:28.

BLIEMEL, F. Theil's forecast accuracy coefficient: a clarification. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v.10, p.444-446, 1973. (.PDF file).

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v.31, n.3, p.307-327, Apr.1986. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407686900631>. Access: 05/03/2013, 15:23.

_____.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. **Journal of Political Economy**, v.96, n.1, p.116-131, 1988. Available in: <http://public.econ.duke.edu/~boller/Published_Papers/jpe_88.pdf>. Access: 26/09/2013, 16:56.

BOTEON, M.; SANCHES, F. R.; AZEVEDO FILHO, A. J. B. V. Mercado futuro de frutas cítricas da Espanha e perspectivas para o Brasil. **Revista Preços Agrícolas**, São Paulo, v. XII, n.125, p. 26-29, mar. 1997.

BOX, G.E.P; JENKINS, G.M; REINSEL, G.C. **Time series analysis**: forecasting and control. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994.

BRANDÃO, A. S. P.; ALVES, E. Análise de preços agrícolas. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v.16, n.4, p.129-131, out/nov/dez 2007. Disponível em: <http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/revistaAgricola/>. Acesso: 21/05/2013, 19:59.

BRANDÃO, A. S. P. Preços elevados de commodities. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 20, n.1, p. 117-118, jan/fev/mar 2011. Disponível em: <http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/revistaAgricola/>. Acesso: 21/05/2013, 19:55.

_____. **Commodities agrícolas e preço do petróleo: uma análise exploratória**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 50º, Vitória. **Anais**... Brasília: SOBER, 2012. Disponível em: <http://icongresso.itarget.com.br/useradm/anais/?clt=ser.2>. Acesso: 21/05/2013, 19:32.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais.** Sistema de Expectativas de Mercado. Série de estatísticas consolidadas. 2014a. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>. Acesso: 01/08/2014, 17:49.

_____. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb)**. 2014b. Disponível em: <http://aliceweb2.mdic.gov.br/>. Acesso em: 31/01/2014, 14:49.

BRESSAN, A. A. Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais. **RAE eletrônica**, São Paulo, v.3, n.1, Art.9, jan/jun 2004. 20 p. Disponível em: < http://www.scielo.br/pdf/%0D/raeel/v3n1/v3n1a04.pdf>. Acesso: 06/06/2013, 15:02.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, v.17, n. 31, p.334-355, Dec, 1978. (.PDF file).

BRITTEN-JONES, M.; SCHAEFER, S. M. Non-linear value-at-risk. **European Finance Review**, Netherlands, v. 2, p. 161-187, 1999. Available in: <http://papers.ssrn.com /sol3/Delivery.cfm/SSRN_ID275836_code99060552.pdf?abstractid=275836&mirid=1>. Access: 06/06/2013, 14:59.

BROOKS, C.; PERSAND, G. The trading profitability of forecasts of the gilt–equity yield ratio. **International Journal of Forecasting**, v.17, n.1, p.11-29, Jan-Mar., 2001. Available in: < http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169207000000601#>. Access: 26/02/2014, 18:27.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. 2.ed. New York: Cambridge University Press, 2008.

BRUYNE, P.; HERMAN, J.; SCHOUTHEETE, M. **Dinâmica da pesquisa em Ciências Sociais:** os polos da prática metodológica. 3. ed. Rio de Janeiro: Francisco Alves, 1982.

BUENO, G.; BACCARIN, J. G. Participação das principais frutas brasileiras no comércio internacional: 1997 a 2008. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v.34, n.2, p.424-434, jun, 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbf/v34n2/15.pdf>. Acesso: 29/01/2014, 17:26.

BUSCARIOLLI, B.; EMERICK, J. **Econometria com EViews**: guia essencial de conceitos e aplicações. São Paulo: Saint Paul editora, 2011.

CAO, Z.; HARRIS, R. D. F.; SHEN, J. Hedging and Value at Risk: a semi-parametric approach. **The Journal of Futures Markets**, v.30, n.8, p.780-794, Aug. 2010. Available in: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/fut.20440/abstract>. Access: 11/09/2013, 08/15.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **PIB do Agronegócio – Dados de 1994 a 2011**. PIB Agro CEPEA-USP/CNA: 2012. Disponível em: < http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/>. Acesso: 20/05/2013, 14:57.

CHANG, J. S. K.; SHANKER, L. A risk-return measure of hedging effectiveness: a comment. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.22, n.3, p.373-376, Sep., 1987. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2330971>. Access: 29/07/2013, 16:25.

CHEN, S. S.; LEE, C. F.; SHRESTHA, K. On a mean-generalized semivariance approach to determining the hedge ratio. **The Journal of Futures Markets**, v.21, n.6, p.581-598, Apr. 2001. Available in: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/fut.1604/pdf>. Access: 12/08/2013, 12:03.

_____. Futures hedge ratio: a review. **The quarterly review of economics and finance**, v.43, n.3, p.433-465, autumn, 2003. Available in: <http://www.sciencedirect. com/science/article/pii/S1062976902001916>. Access: 17/05/2013, 17:41.

_____. An empirical analysis of the relationship between the hedge ratio and hedging horizon: a simultaneous estimation of the short and long run hedge ratios. **The Journal of Futures Markets**, v.24, n.4, p.359-386, Feb. 2004. Available in: <http://onlinelibrary. wiley.com/doi/10.1002/fut.10121/abstract>. Access: 27/08/2013, 23:30.

CHEUNG, C. S.; KWAN, C. C. Y.; YIP, P. C. Y. The hedging effectiveness of options and futures: a Mean-Gini approach. **The Journal of Futures Markets**, v.10, n.1, p.61-73, Feb. 1990. (.PDF file).

CHOU, W. L., FAN, K. K., LEE, C. F. Hedging with the Nikkei index futures: The conventional model versus the error correction model. **Quarterly Review of Economics and Finance**, v.36, n.4, p.495–505, 1996. (.PDF file).

CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa:** métodos qualitativo, quantitativo e misto. 3.ed. Porto Alegre: Artmed, 2010.

ÇAĞLI, E. Ç.; MANDACI P. E. The long-run relationship between the spot and futures markets under multiple regime-shifts: Evidence from Turkish derivatives exchange. **Expert Systems with Applications**, v.40, n.10, p.4206-4212, Aug. 2013. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0957417413000390>. Access: 24/08/2013, 17:59.

DAMODARAN, A. **Gestão estratégica do risco***:* uma referência para a tomada de riscos empresariais. Porto Alegre: Bookman, 2009.

DE JONG, A.; DE ROON, F.; VELD, C. Out-of-sample hedging effectiveness of currency futures for alternative models and hedging strategies. **The Journal of Futures Markets**, v.17, n.7, p.817-837, Oct. 1997. Available in: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/(SICI)1096-9934(199710)17:7%3C817::AID-FUT5%3E3.0.CO;2-Q/pdf>. Access: 31/07/2013, 00:26.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, jun., 1979. Available in: < http://www.jstor.org/stable/2286348 > Access: 21/06/2013, 16:12.

EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **The journal of finance**, v. 34, n. 1, p. 157-170, mar. 1979. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2327150>. Access: 29/07/2013, 16:58.

ELDER, A. **Trading for a living**: psychology, trading tactics, money management. New York: John Wiley & Sons, 1993.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N. **Moderna teoria de carteiras e análise de investimentos**. São Paulo: Atlas, 2004.

EMILIANO, P. C.; VEIGA, E. P.; VIVANCO, M. J. F.; MENEZES, F. S. Critérios de informação de Akaike versus Bayesiano: análise comparativa. **In: 19º Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística**, São Pedro (SP), Anais... São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 2010. Disponível em: <http://www.ime.unicamp.br/sinape/19sinape/node/615>. Acesso: 12/04/2014, 11:13.

ENGEL, C.; HAMILTON, J. D. Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it? **The American Economic Review**, v.80, n.4, p.689-713, Sep., 1990. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2006703>. Access: 21/02/2014, 12:11.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v.50, n.4, p.987-1007, Jul, 1982. Available in: <http://www.jstor.org/stable/1912773>. Access: 05/03/2013, 12:36.

_____.Estimates of the variance of U.S. inflation based upon the ARCH model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.15, n.3, p.286-301, Aug., 1983. Available in: <http://www.jstor.org/stable/1992480>. Access: 05/03/2013, 12:37.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J.; KRAFT, D. Combining competing forecasts of inflation using a bivariate ARCH model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.8, n.2, p.151-165, Nov. 1984. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188984900319#>. Access: 26/09/2013, 18:15.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, Mar., 1987. Available in: <http://www.jstor.org/stable/1913236 >. Access: 31/07/2013, 00:54.

FARIAS, O. O.; NOGUEIRA NETO, M. S.; NOGUEIRA, C. C. S. Estudo comparativo da aplicação de modelos clássicos de previsão de demanda no agronegócio. **Organizações em contexto**, v.2, n.3, p.220-233, jan/jun, 2006. Disponível em: <https://www.metodista.br/revistas/revistas-metodista/index.php/OC/article/view/1324/1342>. Acesso: 16/07/2013, 15:53.

FERREIRA, M. O.; SAMPAIO, Y. S. B. Estudos para a implantação de mercados futuros de manga e uva no Brasil como solução para alavancar as exportações de frutas topicais. **Revista**

Desenbahia, Salvador, n.11, p. 67-98, set. 2009. Disponível em: <http://www.desenbahia.ba.gov.br/uploads/2508201111503437_Cap3.pdf>. Acesso em: 04/05/2011, 15:01.

FISHBURN, P. C. Mean-risk analysis with risk associated with below-target returns. The **American Economic Review**, v.67, n.2, p.116-126, Mar. 1977. Available in: <http://edge-fund.com/Fish77.pdf>. Access: 31/07/2013, 00:30.

FLOROS, C.; VOUGAS, D. V. Hedging effectiveness in Greek Stock Index Futures Market, 1999-2001. **International Research Journal of Finance and Economics**, n.5, p.7-18, 2006. Available in: <http://eprints.port.ac.uk/6984/>. Access: 26/08/2013, 18:29.

GEWEKE, J. PORTER-HUDAK, S. The estimation and application of long memory time series models. **Journal of Time Series Analysis**, v.4, n.4, p.221-238, Jul., 1983. (.PDF file).

GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. Food price volatility. **Philosophical transactions of the Royal Society B**, London, v.365, p. 3023-3034, Aug 2010. Available in: <http://rstb.royalsocietypublishing.org>. Access: 23/05/2013, 17:00.

GIOT, P.; LAURENT, S. Market risk in commodity markets: a VaR approach. **Energy Economics**, v.25, n.5, p.435-457, September, 2003. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988303000525>. Access: 24/04/2012, 15:23.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, v.46, n.6, p. 1293-1301, Nov, 1978. Available in: <http://www.jstor.org/stable/1913829>. Access: 02/04/2014, 15:22.

GUIMARÃES, M. F.; NOGUEIRA, J. M. A experiência norte-americana com o seguro agrícola: lições ao Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.47, n.1, p.27-58, jan/mar, 2009. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032009000100002&script=sci_arttext&tlng=es>. Acesso: 15/10/2015, 09:27.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v.57, n.2, p.357-384, Mar., 1989. Available in: <http://www.jstor.org/stable/1912559>. Access: 21/02/2014, 11:59.

_____. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, v.45, n.1-2, p.39-70, Jul.-Aug., 1990. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407690900939>. Access: 15/04/2014, 11:48.

_____. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

_____; SUSMEL, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. **Journal of Econometrics**, v.64, n.1-2, p.307-333, Sep/Oct, 1994. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407694900671>. Access: 17/01/2014, 01:09.

HANOCH, G.; LEVY, H. The efficiency analysis of choice involving risk. **The Review of Economic Studies**, v.36, n.3, p.335-346, Jul. 1969. Available in: <http://www.jstor.org/stable/229643>. Access: 31/08/2013, 17:21.

HARRIS, R. D. F.; SHEN, J. Hedging and Value at Risk. **The Journal of Futures Markets**, v.26, n.4, p.369-390, Feb., 2006. Available in: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/fut.20195/pdf>. Access: 10/09/2013, 22:27.

HENDRICKS, D. Evaluation of Value-at-Risk models using historical data. **FRBNY Economic Policy Review**, Apr. 1996. Available in: <http://www.nyfedeconomists.org/research/epr/96v02n1/9604hend.pdf>. Access: 07/09/2013, 16:48.

HERSCOVICI, A. Historicidade, entropia e não-linearidade: algumas aplicações possíveis na Ciência Econômica. **Revista de Economia Política**, v.25, n.3, p.277-294, jul-set, 2005. http://dx.doi.org/10.1590/S0101-31572005000300007

HOLT, C. C. Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. **International journal of forecasting**, v.20, n.1, p.5-10, Jan/mar, 2004. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169207003001134#>. Access: 16/07/2013, 18:17.

HOWARD, C. T.; D'ANTONIO, L. J. A risk-return measure of hedging effectiveness. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.19, n.1, p.101-112, Mar., 1984. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2331004>. Access: 29/07/2013, 16:25.

_____. A risk-return measure of hedging effectiveness: a reply. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.22, n.3, p.377-381, Sep., 1987. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2330972>. Access: 08/08/2013, 13:09.

HULL, J. C.; WHITE, A. Value at risk when daily changes are not normally distributed. **Journal of derivatives**, New York, v.5, n.3, p. 9-19, spring, 1998. Available in: <http://efinance.org.cn/cn/fe/FE-VAR.pdf>. Access: 06/06/2013, 15:00.

HULL, J. C. **Options, Futures and other derivatives**. 8. ed. Boston: Pearson Prentice Hall, 2012.

HSIN, C. W.; KUO, J.; LEE, C. F. A new measure to compare the hedging effectiveness of foreign currency futures versus options. **The Journal of Futures Markets**, v.14, n.6, p.685-707, Sep., 1994. (.PDF file).

IBRAF. Frutas Frescas. Exportação. **Comparativo das exportações brasileiras de frutas frescas 2010-2009**. São Paulo, 2011. Disponível em: <http://www.ibraf.org.br/estatisticas/est_frutas.asp>. Acesso em: 06 set. 2011.

IN, F.; KIM, S. The hedge ratio and the empirical relationship between the stock and futures markets: a new approach using wavelets analysis. **The Journal of Business**, v.79, n.2, p.799-820, Mar. 2006. Available in: <http://www.jstor.org/stable/10.1086/499138>. Access: 17/07/2013, 14:48.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v.55, n. 2, p.163-172, Aug., 1987. Available in: <http://www.jstor.org/stable/1403192>. Access: 07/03/2014, 16:40.

JI, Q.; FAN, Y. How does oil price volatility affect non-energy commodity markets? **Applied Energy**, v.89, n.1, p.273-280, Jan. 2012. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0306261911004831>. Access: 30/09/2013, 18:12.

JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. **The Review of Economic Studies**, v. 27, n. 3, p. 139-151, Jun. 1960. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2296076>. Access: 29/07/2013, 15:45.

JORION, P. **Value-at-Risk:** the new benchmarking for managing financial risk. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 2007.

JUNKUS, J. C.; LEE, C. F. Use of three stock index futures in hedging decisions. **Journal of Futures Markets**, v.5, n.2, p.201-222, summer, 1985. (.PDF file).

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: an analysis of decision under risk. **Econometrica**, v.47, n.2, p.263-292, Mar. 1979. Available in: <http://www.jstor.org/stable/1914185>. Access: 03/09/2013, 17:14.

KOLB, R. W.; OKUNEV, J. An empirical evaluation of the extended mean-Gini coefficient for futures hedging. **The Journal of Futures Markets**, v.12, n.2, p.177-186, Apr. 1992. (.PDF file).

_____. Utility maximizing hedge ratios in the extended mean Gini framework. **The Journal of Futures Markets**, v.13, n.6, p.597-609, Sep. 1993. (.PDF file).

KOLMAN, B.; HILL, D. R. **Introdução à álgebra linear com aplicações**. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2013.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHIMDT, P. SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v.54, n.1-3, p.159-178, Oct-Dec, 1992. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030440769290104Y>. Access: 24/06/2012, 11:15.

LAMOUREUX, C. G.; LASTRAPES, W. D. Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.8, n.2, p.225-234, Apr., 1990. Available in: <http://www.terry.uga.edu/~last/papers/jbes_1990.pdf>. Access: 11/02/2014, 15:13.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. A note on calculation and interpretation of the Gini index. **Economics Letters**, v.15, n.3-4, p.363-368, 1984. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165176584901265>. Access: 31/07/2013, 01:36.

LEE, C. F.; WANG, K.; CHEN, Y. L. Hedging and optimal hedge ratios for international index futures markets. **Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies**, v.12, n.4, p.593-610, 2009. Available in: <http://www.worldscientific.com/doi/pdf/10.1142/S0219091509001769>. Access: 27/08/2013, 11:18.

LIEN, D.; LUO, X. Estimating the extended Mean-Gini coefficient for futures hedging. **The Journal of Futures Markets**, v.13, n.6, n.665-676, Sep. 1993a. (.PDF file).

LIEN, D.; LUO, X. Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets. **The Journal of Futures Markets**, v.13, n.8, n.909-920, Dec. 1993b. (.PDF file).

LIEN, D.; TSE, Y. K. Hedging downside risk with futures contracts. **Applied Financial Economics**, v.10, n. 2, p.163-170, 2000. (.PDF file).

LIEN, D.; TSE, Y. K. Hedging downside risk: futures vs. options. **International Review of Economics and Finance**, v.10, n.2, p.159-169, summer, 2001. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1059056000000745>. Access: 09/08/2013, 17:48.

LIEN, D.; TSE, Y. K. Some recent developments in futures hedging. **Journal of Economic Surveys**, v.16, n.3, p.357-396, 2002. Available in: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1467-6419.00172/pdf>. Access: 05/09/2013, 20:56.

LIEN, D. A note on the hedging effectiveness of GARCH models. **International Review of Economics and Finance**, v.18, n.1, p.110-112, Jan. 2009. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1059056007000615>. Access: 27/07/2013, 18:54.

LIMA, R. C.; OLIVEIRA, M. R. G.; CARMONA, C. U. M. Previsão de preços futuros de *Commodities* Agrícolas com diferenciações inteira e fracionária, e erros heteroscedásticos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 45. n.3, jul/set. 2007. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/resr/v45n3/a04v45n3.pdf>. Acesso: 01/04/2013, 16:27.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v.65, n.2, p. 297-303, Aug., 1978. Available in: < http://www.jstor.org/stable/2335207>. Access: 07/03/2014, 18:55.

LOPES, F. F.; CASTRO, L. T.; NEVES, M.F; CALDEIRA, M. A. O Vale do São Francisco: lições para o planejamento estratégico de uma região. In: NEVES, M. F. (Org.). **Agronegócios e desenvolvimento sustentável**: uma agenda para a liderança mundial na produção de alimentos e bioenergia. São Paulo: Atlas, 2007. p.128-138.

MACEDO, F. C.; LIMA JÚNIOR, F. Ó.; MORAIS, J. M. L. Dinâmica econômica e rede urbana cearense no início do século XXI. **Redes – Revista do Desenvolvimento Regional**, Santa Cruz do Sul, v. 17, n.1, p. 70-93, jan/abr 2012. Disponível em: <http://online.unisc.br/seer/index.php/redes/issue/view/129>. Acesso: 21/05/2013, 12:57.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v.11, n.6, p.601-618, Nov-Dec., 1996. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2285154>. Access: 09/04/2014, 14:21.

MAKRIDAKIS, S; HIBON, M. The M3-Competition: results, conclusions and implications. **International Journal of Forecasting**, New York, v. 16, p. 451-476, 2000. Available in: <http://www.forecastingprinciples.com/files/pdf/Makridakia-The%20M3%20Competition.pdf>. Access: 06/06/2013, 22:36.

MANDL, C.; BARROS, B. PE: crise mundial atinge produção de frutas no Vale do São Francisco. **Valor Econômico**, 16/01/2009. Disponível em: <http://www.paginarural.com.br/noticia/104189/crise-mundial-atinge-producao-de-frutas-no-vale-do-sao-francisco>. Acesso: 05/05/2011, 16:50.

MANFREDO, M. R.; LEUTHOLD, R. M. Agricultural Applications of Value-at-Risk Analysis: A Perspective. **Proceedings of the NCR-134Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**. Chicago, IL, 1998. Available in: http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134. Access: 07/05/2011, 16:40.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n.1., pp. 77-91, mar 1952. Available in: <http://www.math.ust.hk/~maykwok/courses/ma362/07F/ markowitz_JF.pdf>. Access: 03/09/2011, 18:25.

MARTELL, T.F; WOLF, A.S. Determinants of trading volume in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v.7, n.3, p. 233-244, Jun. 1987. Available in: <http://onlinelibrary-wiley-com.ez21.periodicos.capes.gov.br/doi/10.1002/fut.3990070302/ pdf>. Access: 29/01/2014, 16:21.

MEDEIROS, J. A. V.; CUNHA, C. A.; WANDE, A. E. Razão ótima de hedge para soja em Goiás e Mato Grosso. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v.22, n.1, p.128-136, jan/fev/mar 2013. Disponível em: <http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/revistaAgricola/>. Acesso: 06/06/2013, 14:03.

MEIRELES, D. C.; BARRETO, L. T. S.; LIMA, N. M. P.; TEIXEIRA, M. S. G. Complexo agroindustrial do melão: uma análise da produção e exportação no Rio Grande do Norte (2000-2009). In: **IX ENABER**, Natal, Anais... São Paulo: ABER, 2011. (CD_ROM).

MÓL, A. L. R.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; ROMANIELLO, M. M.; FONTES, R. E. Value-at-Risk: uma abordagem heteroscedástica do risco de base para o café no cerrado mineiro. In: **Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural** (SOBER), 43º, Ribeirão Preto. *Anais...* Brasília: SOBER, 2005. Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/2/769.pdf>. Acesso: 04/05/2011, 11:45.

MÓL, A. L. R. Value-at-Risk da base em operações vendidas de hedge nos contratos futuros de café arábica na BM&F. **Interface**, Natal, v.5, n.1, p.91-108, jan/jun 2008. Disponível em: < http://ccsa.ufrn.br/ojs/index.php/interface/article/view/232>. Acesso: 15/04/2013, 15:23.

MORAES, M. C.; ALBUQUERQUE, A. P. Previsão para o preço futuro do cacau através de uma série univariada de tempo: uma abordagem utilizando o método ARIMA. In: **Encontro dos Programas de Pós-Graduação em Administração (EnANPAD)**, 30º, Salvador. *Anais...* Rio de Janeiro: ANPAD, 2006. (CD-ROM).

MORETTIN, P.A; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.

MORETTIN, P. **Econometria Financeira** – um curso em séries temporais financeiras. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2011.

MURPHY, A. G.; HARTELL, J.; CÁRDENAS, V.; SKEES, J. R. **Risk management instruments for food price volatility and weather risk in Latin America and Caribbean**: the use of risk management instruments. Discussion Paper n. IDB-DP-220. Washington D.C.: Inter-American Development Bank, 2012. Available in: <http://www.iadb.org/intal/intalcdi/PE/2012/11310.pdf>. Access: 22/05/2013, 16:10.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, v.71, n.4, p.858-868, Nov. 1989. (.PDF file).

NARAYAN, S.; NARAYAN, P. K. The inflation-output nexus: empirical evidence from India, South Africa, and Brazil. **Research in International Business and Finance**, v.28, p.19-34, May, 2013. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article /pii/S0275531912000487>. Access: 24/09/2013, 15:50.

NAZLIOGLU, S. World oil and agricultural commodity prices: evidence from nonlinear causality. **Energy Policy**, v.39, n.5, p.2935-2943, May. 2011. Available in: <http://www. sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421511001819>. Access: 17/07/2013, 19:04.

NAZLIOGLU, S.; SOYTAS, U. Oil price, agricultural commodity prices, and dollar: a panel cointegration and causality analysis. **Energy Economics**, v.34, n.4, p.1098-1104, July, 2012. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014098831100209X>. Access: 30/09/2012, 11:07.

NAZLIOGLU, S.; ERDEM, C.; SOYTAS, U. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. **Energy Economics**, v.36, p. 658-665, Mar. 2013. Available in: <http:// www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988312002988>. Access: 17/07/2013, 19:05.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. **Econometrica**, v.59, n.2, p.347-370, Mar. 1991. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2938260>. Access: 13/09/2013, 16:46.

NEVES, M. F.; CONEJERO, M. A. Cenário econômico da produção de alimentos, fibras e bioenergia. In: NEVES, M. F. (Org.). **Agronegócios e desenvolvimento sustentável:** uma agenda para a liderança mundial na produção de alimentos e bioenergia. São Paulo: Atlas, 2007, p.11-19.

NIKOLSKO-RZHEVSKYY, A.; PRODAN, R. Markov switching and exchange rate predictability. **International Journal of Forecasting**, v.28, n.2, p.353-365, Apr-Jun, 2012. Available in: < http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169207011000926#>. Access: 28/02/2014, 18:29.

NOGUEIRA, D. A.; SÁFADI, T. Previsão de preços na bovinocultura de corte. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v.2, n.1, p.22-31, jan/jun, 2000. Disponível em: <http://revista.dae.ufla.br/index.php/ora/article/view/288/285>. Acesso: 16/07/2013, 14:52.

OLIVEIRA, A. M. B. Previsão do preço de venda de não-commodities agrícolas via análise de séries temporais: um estudo sobre a fruticultura comercializada no Vale do São Francisco. **Revista Desenbahia**, Salvador, n.13, p. 71-97, set. 2010. Disponível em: <http://www.desenbahia.ba.gov.br/uploads/2508201115315781_Artigo%203.pdf>. Acesso: 04/05/2011, 15:10.

OLIVEIRA, A. B.; PEREIRA, P. L. V. Mudanças de regime e persistência dos choques sobre a volatilidade para a série de preços do petróleo: uma análise comparativa da família GARCH e modelos com mudança de regime markoviana – MSIH e SWARCH. **Texto para discussão 312 – CEQEF**, n.2, Jul., 2012. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/9965/TD%20312%20-%20CEQEF%2002%20-%20Andr%C3%A9%20Barbosa%20Oliveira%20e%20%20Pedro%20Valls.pdf?sequence=1>. Acesso em: 07/01/2014, 15:42.

OZAKI, V. A. Em busca de um novo paradigma para o seguro rural no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.46, n.1, p.97-119, jan/mar, 2008. Disponível em: < http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032008000100005&script=sci_arttext>. Acesso: 15/10/2015, 09:21.

PENNINGS, J.M.E.; LEUTHOLD, R.M. A behavioral approach towards futures contract usage. **OFOR**, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Illinois, Paper Number 00-08, Oct. 2000. Available in: <http://ofor.ace.illinois.edu/ofor0008.pdf>. Access: 29/01/2014, 16:12.

PEREIRA, E. S.; MAIA, S. F. Formação de preços e finanças comportamentais: um estudo empírico no mercado futuro de cacau. In: **IX Encontro Brasileiro de Finanças**, São Leopoldo, *Anais*... Rio de Janeiro: SBFIN, 2009. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/ebf/9EBF/paper/view/726/188>. Acesso: 08/05/2013, 18:15.

PEREIRA, V. F.; VALE, S. M. L. R.; BRAGA, M. J.; RUFINO, J. L. S. Risco e retornos da cafeicultura em Minas Gerais: uma análise de custos e diferenciação. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 48. n.3, jul/set. 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/resr/v48n3/08.pdf>. Acesso: 04/05/2011, 11:48.

PERLIN, M. **MS_Regress – The MATLAB package for Markov regime switching models**. 2012. Available in: <http://ssrn.com/abstract=1714016>. Access: 19/02/2014, 18:11.

POK, W. C.; POSHAKWALE, S. S.; FORD, J. L. Stock index futures hedging in the emerging Malaysian market. **Global Finance Journal**, v.20, n.3, p.273-288, 2009. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1044028309000581>. Access: 24/09/2013, 15:47.

POWERS, M. J. Effects of contract provisions on the success of a futures contract. **Journal of Farm Economics**, New York, v.49, n.4. p. 833-843, Nov, 1967. Available in: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1236940?uid=5198952&uid=3737664&uid=5172440&uid=5909624&uid=2&uid=3&uid=67&uid=62&sid=21103356659627>. Access: 29/01/2014, 16:10.

QUEIROZ, F. C. B. P.; HÉKIS, H. R.; ANDRADE, D. V. P.; QUEIROZ, J. V.; MACÊDO, D. M. Previsão e séries temporais para tomada de decisão empresarial em uma indústria moveleira da região de Criciúma-SC. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v.11, n.32,

p.26-42, abr/jul, 2012. Disponível em: < http://www.atena.org.br/revista/ojs-2.2.3-06/index.php/CRCSC/article/view/1316/1213>. Acesso: 16/07/2013, 15:59.

RAMOS, R. C.; MARTINS, V. A.; VERDI, A. R. Projeto de subvenção ao prêmio do seguro rural: um estudo do impacto desta política pública para a cultura de uva para a mesa, Estado de São Paulo, 2005 a 2011. **Informações Econômicas**, v.44, n.5, p.68-80, set/out, 2014. Disponível em: <ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/publicacoes/ie/2014/tec6-1014.pdf>. Acesso: 15/10/2015, 10:08.

RYAN, B.; LIDDERDALE, T. **Short-term energy outlook supplement: energy price volatility and forecast uncertainty**. U.S. Energy Information Administration, Oct., 2009. Available in: <http://www.eia.gov/forecasts/steo/special/pdf/2009_sp_05.pdf>. Access: 09/03/2014, 11:32.

RISKMETRICS GROUP**. Riskmetrics**. Technical document, 1996. Available in: <http://pascal.iseg.utl.pt/~aafonso/eif/rm/TD4ePt_2.pdf>. Access: 29/03/2011, 10:31.

ROACHE, S. K. What explains the in food price volatility? **IMF Working Paper**, n.10/129. Washington D.C.: International Monetary Fund, 2010. Available in: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10129.pdf>. Access: 22/05/2013, 16:14.

ROGERS, P.; SECURATO, J. R.; RIBEIRO, K. C. S. Comportamento e estrutura a termo da volatilidade de empresas de grande e pequeno porte. **Revista de Gestão USP**, São Paulo, v. 15, n. especial, p. 47-61, Nov./Dez. 2008. Disponível em: <http://www.spell.org.br/documentos/download/8451>. Acesso: 24/09/2013, 16:01.

SABIRUZZAMAN, M.; HUQ, M. M.; BEG, R. A.; ANWAR, S. Modeling and forecasting trading volume index: GARCH versus TGARCH approach. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v.50, n.2, p.141-145, May, 2010. Available in: <http://www .sciencedirect.com/science/article/pii/S106297690900115X>. Access: 24/09/2013, 15:48.

SAID, E. S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v.71, n.3, p.599-607, Dec., 1984. Available in: <http://www-jstor-org.ez21.periodicos.capes.gov.br/stable/pdfplus/2336570.pdf?&acceptTC=true&jpd Confirm=true>. Access: 10/04/2014, 16:16.

SALAZAR, D. S. P.; ADEODATO, P. J. L.; ARNAUD, A. L. Continuous Dynamical Combination of Short and Long-Term Forecasts for Nonstationary Time Series. **IEEE transactions on neural networks and learning systems**, v.25, n.1, Jan., 2014. Available in: <http://ieeexplore.ieee.org/xpl/articleDetails.jsp?reload=true&arnumber=6568944>. Access: 20/07/2015, 14:29.

SAM, A. G. Nonparametric estimation of market risk: an application to agricultural commodities futures. **Agricultural finance review**, v.70, n.2, p.285-297, 2010. Available in: < http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?articleid=1876538>. Access: 19/08/2011, 12:42.

SANTANA, R. M.; BUENO, R. L. S. SWARCH e volatilidade implícita no câmbio do Real/USD. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v.6, n.2, p.235-265, 2008. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbfin/article/viewFile/ 1305/441>. Acesso em: 15/01/2014, 17:30.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v.6, n.2, p.461-464, Mar., 1978. Available in: <http://www.ime.unicamp.br/~veronica/ME705/ T1.pdf>. Access: 21/06/2013, 16:31.

SHAFFER, D. R. Estimating the Gini hedge ratio. **Managerial Finance**, v. 29, n.1, p.73-84, 2003. Available in: <http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?articleid= 865846&show=html>. Access: 31/07/2013, 01:32.

SHALIT, H.; YITZHAKI, S. Mean-Gini, portfolio theory and the pricing of risky assets. **The Journal of Finance**, v.39, n.5, p.1149-1468, Dec. 1984. Available in: <http://www.jstor.org/stable/2327737>. Access: 31/07/2013, 00:34.

SHALIT, H.; GREENBERG, D. Hedging with stock index options: a mean-extended Gini approach. **Journal of Mathematical Finance**, v.3, n.1, p.119-129, Feb., 2013. Available in: <http://www.scirp.org/journal/PaperDownload.aspx?paperID=28396>. Access: 09/09/2013, 13:26.

SILBER, W.L. Innovation, competition, and new contract design in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 1, n. 2, p. 128-155, Summer, 1981. Available in: <http://onlinelibrary-wiley-com.ez21.periodicos.capes.gov.br/doi/10.1002/fut.3990010205 /pdf>. Access: 29/01/2014, 16:18.

SILVEIRA, R. L. F.; CRUZ JÚNIOR, J. C.; SAES, M. S. M. Uma análise da gestão do risco de preço por parte dos produtores de café arábica no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.50, n.3, p.397-410, jul/set, 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032012000300001&script=sci_arttext>. Acesso: 18/07/2015, 15:00.

SOUZA, G. S.; SOUZA, M. O.; MARQUES, D. V.; GAZZOLA, R.; MARRA, R. Previsões para o mercado de carnes. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.49, n.2, p.473-493, abr/jun, 2011. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/resr/v49n2/v49n2a09.pdf>. Acesso: 16/07/2013, 14:31.

SOUZA, W. A. R; MARTINES-FILHO, J. G.; MARQUES, P. V. Uso do mercado futuro de milho para mitigar o risco de preços da avicultura. **Revista Gestão Organizacional**, Chapecó, v.5, n.1, p.107-116, jan/jun 2012. Disponível em: <http://bell.unochapeco.edu. br/revistas/index.php/rgo/article/viewFile/1250/686>. Acesso: 15/04/2013, 15:18.

TAN, S. T. **Matemática aplicada a administração e economia**. 2. ed. rev. São Paulo: Thomson Learning, 2007.

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. 2. ed. Hoboken: Wiley-Interscience, 2005.

TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. Advances in prospect theory: cumulative representation of uncertainty. **Journal of Risk and Uncertainty**, v.5, n.4, p.297-323, Oct. 1992. Available in: < http://link-springer-com.ez21.periodicos.capes.gov.br/content/pdf/10.1007% 2FBF00122574.pdf>. Access: 03/09/2013, 17:15.

WANG, C.; ZHAO, J.; HUANG, M. Measurement of the fluctuation risk of the China Fruit Market Price based on VaR. International Conference on Agricultural Risk and Food Security. **Agriculture and agricultural Science Procedia**, Beijing, v.1, p.212-218, 2010. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2210784310000276>. Access: 02/07/2011, 18:53.

WINTERS, P. R. Forecasting sales by exponentially weighted moving averages. **Management Science**, v.6, n.3, p. 324-342, Apr, 1960. Available in: <http://ebookbrowse.com/winters-forecasting-sales-by-exponentially-weighted-moving-averages-pdf-d217011738>. Access: 16/07/2013, 18:10.

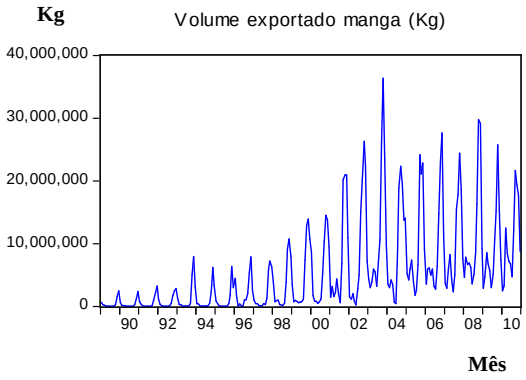
YANG, W.; ALLEN, D. E. Multivariate GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in Australian futures markets. **Accounting and Finance**, v.45, n.2, p.301-321, 2004. (.PDF file).

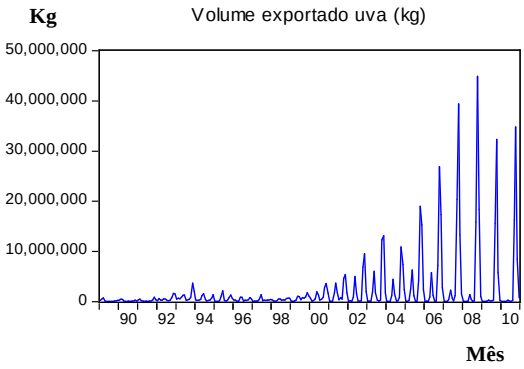
ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedasticity models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, n.5, p.931-955, Sep., 1994. Available in: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188994900396 >. Access: 13/09/2013, 17:49.

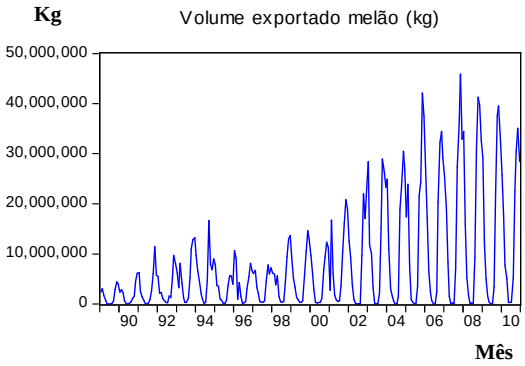
ZANT, W. Hedging price risks of farmers by commodity boards: a simulation applied to the Indian natural rubber market. **World Development**, v.29, n.4, p.691-710, Apr., 2001. Available in: < http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X01000031>. Access: 24/09/2012, 08:53.

APÊNCIDES

APÊNDICE A – Evolução do volume exportado (kg) das frutas – 1989/2013.







Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do AliceWeb2 (BRASIL, 2014).

APÊNDICE B – Algoritmo de ordenamento da matriz Rh para o cálculo das abordagens MEG/U-MEG e VaR/CVaR.

```
Option Explicit
Option Base 1

Function OrderReturnHedge(Hedge As Double, RS As Variant, RF As Variant) As Variant

Dim linhas, i, j, k, t As Integer
Dim RH As Variant
Dim aux As Double

linhas = RS.Rows.Count

ReDim RH(linhas, 1)

For t = 1 To linhas  'Cálculo da matriz de retornos hedgeados

  RH(t, 1) = RS(t, 1) + RF(t, 1) * Hedge

Next

k = linhas - 1      'Início do algoritmo de ordenação bubble para a matriz de retornos

For i = 1 To linhas

  j = 1

  While j <= k

    If RH(j, 1) > RH(j + 1, 1) Then

      aux = RH(j, 1)
      RH(j, 1) = RH(j + 1, 1)
      RH(j + 1, 1) = aux
    End If

    j = j + 1

  Wend

Next i

OrderReturnHedge = RH

End Function
```

APÊNDICE C – Termos das equações de previsão, no formato reduzido, para os preços e log retornos futuros da manga.

Prazo	Período 1	Período 2	Período 3	Período 4
01	MA(1) MA(2)	MA(1) MA(2)	MA(1) MA(2)	MA(1) MA(2) ARCH(1)
02	MA(1) MA(2) MA(3)	MA(1) MA(2) MA(3)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2)	AR(1) MA(1) MA(2) ARCH(1)
03	AR(1) MA(3)	AR(1) MA(3)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) GARCH(1,1)
04	AR(1) MA(4)	AR(1) MA(4)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) GARCH(1,1)
05	MA(1) MA(5) MA(6)	AR(1) MA(3) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) ARCH(1)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)
06	AR(6) MA(1) SMA(12)	AR(1) MA(5) MA(6)	AR(1) SAR(6) MA(1) MA(2) SMA(12) IGARCH(1,1)	AR(1) SAR(6) MA(1) MA(2) SMA(12) IGARCH(1,1)
07	AR(1) MA(7)	AR(1) MA(7)	AR(1) MA(5) MA(7) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(7) IGARCH(1,1)
08	AR(1) MA(8)	C AR(1) MA(8)	AR(1) MA(5) MA(8) EGARCH(1,1)	AR(1) MA(5) MA(8) TGARCH(1,1)
09	AR(1) MA(9)	AR(1) MA(9)	AR(1) AR(5) MA(9) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(9) TGARCH(1,1)
10	MA(1) MA(10)	AR(1) MA(10)	AR(1) AR(5) MA(10) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(10) IGARCH(1,1)
11	AR(1) MA(11)	AR(1) AR(5) MA(11)	AR(1) MA(11) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(11) IGARCH(1,1)
12	AR(1) MA(12)	AR(1) MA(12)	AR(1) MA(1) MA(2) SMA(12) IGARCH(1,1)	AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) SMA(12) IGARCH(1,1)

Nota: Todos os regressores são significativos a partir de 10% de significância.
Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE D – Termos das equações de previsão, no formato reduzido, para os preços e log retornos futuros da melão.

Prazo	Período 1	Período 2	Período 3	Período 4
01	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3)	MA(1)	MA(1)	AR(1) SAR(12) MA(1)
02	MA(2)	AR(2) MA(4)	MA(1) MA(2)	MA(1) MA(2) SMA(12)
03	MA(3)	MA(3)	AR(1) MA(3)	AR(1) SAR(12) MA(1) MA(2) MA(3)
04	AR(1) MA(4)	MA(4)	AR(1) MA(4)	AR(1) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4)
05	AR(1) MA(5)	AR(1) MA(5)	AR(1) AR(3) MA(5)	AR(1) SAR(12) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)
06	AR(1) MA(6)	AR(1) MA(6)	AR(1) MA(6)	AR(1) SAR(12) MA(1) SMA(6)
07	MA(1) MA(7)	AR(1) MA(7)	AR(1) MA(7)	AR(1) MA(7)
08	AR(1) MA(8)	AR(1) MA(8)	AR(1) MA(8)	AR(1) MA(8)
09	AR(1) MA(9)	AR(1) MA(9)	AR(1) MA(9)	AR(1) SAR(12) MA(9)
10	AR(1) MA(10)	AR(1) MA(10)	AR(1) MA(10)	AR(1) AR(3) SAR(12) MA(10)
11	MA(11)	AR(1) MA(11)	AR(1) MA(11)	AR(1) AR(3) SAR(12) MA(11)
12	MA(12)	MA(12)	AR(1) MA(12)	AR(1) AR(3) MA(12)

Nota: Todos os regressores são significativos a partir de 5% de significância.
Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE E – Termos das equações de previsão, no formato reduzido, para os preços e log retornos futuros da uva.

Prazo	Período 1	Período 2	Período 3	Período 4
01	MA(2) MA(3)	C MA(1) MA(2) MA(3)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(6) MA(11)	AR(1) AR(2) AR(3) MA(1) MA(2) MA(3)
02	AR(1) AR(2)	AR(1) MA(2)	AR(6) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)
03	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)	AR(1) AR(6) MA(3) MA(6)	AR(1) AR(3) AR(8) MA(1) MA(2) MA(3)
04	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2)	AR(2) AR(3) MA(1) MA(2) MA(3)	AR(6) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6)	AR(6) AR(8) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6)
05	AR(2) MA(1) MA(3)	AR(1) AR(2) AR(3) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4)	AR(1) MA(1) MA(2) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6)
06	MA(1) MA(2) MA(6)	AR(1) MA(6)	AR(1) MA(6)	AR(1) AR(2) AR(7) MA(3) MA(6)
07	C AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4)	AR(1) MA(3) MA(6) MA(7)	MA(1) MA(2) MA(3)MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8) MA(9)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8) MA(9)
08	AR(1) MA(1) MA(2)	AR(1) MA(8)	AR(3) AR(8) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8)	AR(1) AR(6) MA(8)
09	MA(1) MA(2)	C AR(1) MA(3) MA(9)	AR(1) AR(2) AR(3) AR(4) AR(5) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8)	AR(1) AR(5) MA(9)
10	AR(6) MA(1) MA(2)	AR(1) MA(10)	AR(1) AR(2) AR(3) AR(4) AR(5) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8) MA(9)	AR(1) AR(6) MA(10)
11	AR(1)	AR(1) MA(6) MA(11)	AR(1) AR(6) MA(11)	AR(1) AR(6) MA(11)
12	AR(1)	AR(1) MA(12)	AR(1) MA(12)	AR(1) AR(3) MA(3) MA(12)

Nota: Todos os regressores são significativos a partir de 5% de significância.
Fonte: Dados da pesquisa.

ANEXOS

Anexo A – Valores críticos ADF para diferentes níveis de significância α, unicaudal inferior

Tamanho do período	1%	5%	10%
Sem intercepto e tendência			
25	-2,66	-1,95	-1,60
50	-2,62	-1,95	-1,61
100	-2,60	-1,95	-1,61
250	-2,58	-1,95	-1,62
500	-2,58	-1,95	-1,62
∞	-2,58	-1,95	-1,62
Com intercepto (μ)			
25	-3,75	-3,00	-2,63
50	-3,58	-2,93	-2,60
100	-3,51	-2,89	-2,58
250	-3,46	-2,88	-2,57
500	-3,44	-2,87	-2,57
∞	-3,43	-2,86	-2,57
Com intercepto (μ) e tendência (T)			
25	-4,38	-3,60	-3,24
50	-4,15	-3,50	-3,18
100	-4,04	-3,45	-3,15
250	-3,99	-3,43	-3,13
500	-3,98	-3,42	-3,13
∞	-3,96	-3,41	-3,12

Fonte: adaptado de Brooks (2008, p.623).

Anexo B – Valores críticos KPSS para diferentes níveis de significância α, unicaudal superior

Termos	1%	5%	10%
Com intercepto (μ)	0,739	0,463	0,347
Com intercepto (μ) e tendência (T)	0,216	0,146	0,119

Fonte: Kwiatkowski *et* al. (1992, p.166).

Anexo C – Distribuição $\chi^2_{(v)}$ para diferentes níveis de significância α, unicaudal superior

Graus de liberdade (*v*)	Probabilidades			Graus de liberdade (*v*)	Probabilidades		
	10%	5%	1%		10%	5%	1%
1	2,71	3,84	6,63	16	23,50	26,30	32,00
2	4,61	5,99	9,21	17	24,80	27,60	33,40
3	6,25	7,81	11,30	18	26,00	28,90	34,80
4	7,78	9,49	13,30	19	27,20	30,10	36,20
5	9,24	11,10	15,10	20	28,40	31,40	37,60
6	10,60	12,60	16,80	21	29,60	32,70	38,90
7	12,00	14,10	18,50	22	30,80	33,90	40,30
8	13,40	15,50	20,10	23	32,00	35,20	41,60
9	14,70	16,90	21,70	24	33,20	36,40	43,00
10	16,00	18,30	23,20	25	34,40	37,70	44,30
11	17,30	19,70	24,70	26	35,60	38,90	45,60
12	18,50	21,00	26,20	27	36,70	40,10	47,00
13	19,80	22,40	27,70	28	37,90	41,30	48,30
14	21,10	23,70	29,10	29	39,10	42,60	49,60
15	22,30	25,00	30,60	30	40,30	43,80	50,90

Fonte: adaptado de Hamilton (1994, p. 754).

Anexo D – Distribuição t de Student para diferentes níveis de significância α, unicaudal superior

Graus de liberdade (v)	Probabilidades			Graus de liberdade (v)	Probabilidades		
	10%	5%	1%		10%	5%	1%
1	3,078	6,314	31,821	18	1,330	1,734	2,552
2	1,886	2,920	6,965	19	1,328	1,729	2,539
3	1,638	2,353	4,541	20	1,325	1,725	2,528
4	1,533	2,132	3,747	21	1,323	1,721	2,518
5	1,476	2,015	3,365	22	1,321	1,717	2,508
6	1,440	1,943	3,143	23	1,319	1,714	2,500
7	1,415	1,895	2,998	24	1,318	1,711	2,492
8	1,397	1,860	2,896	25	1,316	1,708	2,485
9	1,383	1,833	2,821	26	1,315	1,706	2,479
10	1,372	1,812	2,764	27	1,314	1,703	2,473
11	1,363	1,796	2,718	28	1,313	1,701	2,467
12	1,356	1,782	2,681	29	1,311	1,699	2,462
13	1,350	1,771	2,650	30	1,310	1,697	2,457
14	1,345	1,761	2,624	40	1,303	1,684	2,423
15	1,341	1,753	2,602	60	1,296	1,671	2,390
16	1,337	1,746	2,583	120	1,289	1,658	2,358
17	1,333	1,740	2,567	∞	1,282	1,645	2,326

Fonte: adaptado de Hamilton (1994, p. 755).