

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

Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior

**Proposta de um Algoritmo para Seleção de Portfólio
por meio de Direcionadores de Valor**

Recife, 2013

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**

CLASSIFICAÇÃO DE ACESSO À TESE

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: Proposta de um Algoritmo para Seleção de Portfólio por meio de
Direcionadores de Valor

Nome do Autor: Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior

Data da aprovação: 30 de outubro de 2013

Classificação, conforme especificação acima:

Grau 1 ☒

Grau 2 ☐

Grau 3 ☐

Recife, 30 de outubro de 2013

Assinatura do autor

Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior

Proposta de um Algoritmo para Seleção de Portfólio por meio de Direcionadores de Valor

Orientador: Dr. Charles Ulises De Montreuil Carmona

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

Recife, 2013

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

G963p	Guimarães Júnior, Francisco Roberto Farias Proposta de um algoritmo para seleção de portfólio por meio de direcionadores de valor / Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior. - Recife : O Autor, 2013. 151 folhas : il. 30 cm. Orientador: Prof. Dr. Charles Ulises De Montreuil Carmona. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2013. Inclui referências e apêndices. 1. Portfólio. 2. Direcionadores de valor. 3. Ações (Finanças) - Preços. I. Carmona, Charles Ulises De Montreuil (Orientador). II. Título. 658.15 CDD (22.ed) UFPE (CSA 2014 – 052)
-------	--

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

Proposta de um Algoritmo para Seleção de Portfólio por meio de Direcionadores de Valor

Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior

**Tese submetida ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Administração da
Universidade Federal de Pernambuco e aprovada em 30 de outubro de 2013.**

Banca Examinadora:

Charles Ulises De Montreuil Carmona, Dr. – UFPE
(Orientador)

Marcos Roberto Góis de Oliveira, Dr. – UFPE
(Examinador Interno)

Wilson Toshiro Nakamura, Dr. – Mackenzie
(Examinador Externo)

Anderson Luiz Resende Mól, Dr. – UFRN
(Examinador Externo)

Márcio André Veras Machado, Dr. – UFPB
(Examinador Externo)

Francisco Roberto Pinto, Dr. – UECE
(Examinador Externo)

A Deus, todo poderoso, que com sua graça e misericórdia dá-me força, discernimento e inteligência para seguir em seu caminho e para cumprir o seu propósito em minha vida.

À Luciana Gondim, meu amor, minha companheira e parceira em todas as aventuras, à Letícia Guimarães, minha filha e ao Hilcy Neto, a quem amo como um filho,

Dedico.

Agradecimentos

Agradeço em primeiro lugar a **Deus** por Sua graça e Sua misericórdia diárias e por em 17 de novembro de 2004 ter me revelado, claramente, qual o Seu propósito para a minha vida e por ter me mantido em Seu caminho, abençoando-me e guiando-me.

À minha família, especialmente à minha esposa **Luciana Guimarães**, aos meus filhos **Hilcy Neto e Letícia Guimarães**, aos meus pais **Roberto Guimarães e Elisa Guimarães**, aos meus irmãos e parceiros na vida acadêmica **Mônica Albuquerque e Renato Guimarães**, meu cunhado **Raudson Albuquerque** e meus queridos sobrinho **Diego Albuquerque (Ceará doente)**, **Eduardo Guimarães e Alina Albuquerque**, que tiveram uma colaboração ímpar neste desafio, apoiando-me, das mais variadas formas.

Ao meu orientador, **Prof. Charles Carmona**, que me aceitou como orientando no PROPAD e que hoje eu posso chamar de amigo. **Prof. Carmona**, nesses 4,5 anos de doutorado o senhor me apresentou os principais conceitos e teorias da área de Finanças, indicou alguns possíveis caminhos que eu poderia seguir a partir do meu perfil acadêmico e montou uma banca que nos ajudou de forma bastante significativa a construir este trabalho, desde a defesa do projeto.

Ao **Prof. Wilson Toshiro Nakamura** por ter aceitado, gratuitamente, participar da minha banca, por ter me ajudado no ensaio teórico com uma pergunta que me forçou a aprofundar a pesquisa no tema de análise de desempenho de carteiras e por todas as considerações feitas na defesa do projeto que soaram como verdadeiro desafio na construção desta tese.

À **Profa. Josete Florencio dos Santos** por ter aceitado participar da avaliação do meu ensaio teórico, elaborando uma pergunta que me fez pesquisar o que justifica que a utilização de direcionadores de valor gera carteiras eficientes e por ter me provocado a construir “algo diferente do modelo de Markowitz” na defesa do meu projeto.

Ao **Prof. Anderson Luiz Resende Mól** por ter aceitado participar da minha banca de tese de forma gratuita e por ter me desafiado, na defesa do projeto, a elaborar um modelo por meio de um modelo matemático formal que pudesse selecionar ativos e montar um portfólio por meio de direcionadores de valor.

Ao **Prof. Marcos Roberto Góis de Oliveira**, *qui parle Français comme moi et qu'a acceptée d'évaluer ma thèse gratuitement*. **Prof. Marcos Góis**, o meu primeiro contato com Hipótese dos Mercados Eficientes foi por meio do seu capítulo no livro do **Prof. Carmona**. Além disso, o senhor, juntamente com o **Prof. Carmona** me inspiraram a “passear” pelas áreas de Finanças e Operações ao mesmo tempo, que é o que eu tenho feito na Universidade Federal da Paraíba. Para finalizar, quando o senhor me perguntou “cadê a sua ousadia nesta tese?” no dia da defesa do meu projeto, juntamente com os comentários do **Prof. Anderson Mól e da Profa. Josete**, eu comecei a refletir como eu poderia ser ousado para desenvolver algo diferente de Markowitz, dentro de uma formalidade matemática. Agradeço-os bastante e espero ter atendido às suas expectativas.

Ao **Prof. Márcio Machado**, meu amigo e colega de Departamento na Universidade Federal da Paraíba, que muito me falou sobre Teoria Financeira e outras coisas, me incentivando e aconselhando na carreira acadêmica e me desafiando a pesquisar na área de Finanças.

Por fim, eu agradeço a todos que fazem o Programa de Pós-Graduação em Administração, na pessoa de nosso coordenador o **Prof. Walter Moraes** e na pessoa de nossa secretária **Sra. Irani Vitorino**.

*Viver, e não ter a vergonha de ser feliz.
Cantar e cantar e cantar,
na certeza de ser um eterno aprendiz ...*

Gonzaguinha

*The true sign of intelligence is not knowledge,
but imagination.*

Albert Einstein

Resumo

Há mais de 100 anos, pesquisadores da área financeira e de mercado de capitais vêm desenvolvendo teorias complementares que permitem estudar e entender o risco associado ao investimento em ativos de empresas, com o objetivo de maximizar o retorno e minimizar o risco assumido. Na tentativa de identificar variáveis que pudessem auxiliar na seleção de ativos para formar uma carteira com capacidade de gerar valor no longo prazo, vários autores comprovaram que alguns indicadores e alguns múltiplos de mercado eram correlacionados com o retorno dos ativos. Baseada nesta ideia de que existem variáveis capazes de auxiliar a seleção de ativos, esta pesquisa tem o seguinte objetivo: elaborar um modelo que permita a utilização de direcionadores de valor no processo de seleção de ativos para compor uma carteira de ações que apresente um bom desempenho de mercado e que esteja próxima da fronteira eficiente. Os procedimentos metodológicos foram divididos em duas etapas: na primeira etapa, desenvolveu-se um modelo matemático para o processo de seleção de portfólio; na segunda etapa, testou-se este modelo nas bolsas de valores da Argentina, do Brasil, do Chile e do México e compararam-se os resultados obtidos pela carteira formada pelo modelo proposto com os resultados obtidos pelas carteiras formadas pelo modelo de Markowitz e pelas carteiras *proxies* de mercado de cada uma das bolsas. Como resultado, verificou-se que dos 72 gráficos analisados, o modelo proposto superou o modelo de Markowitz em 23 situações. Comparando-se com as carteiras *proxy* de mercado, dos 72 gráficos analisados, o modelo proposto superou a carteira de mercado em 20 situações e empatou com a carteira de mercado em 17 situações. Com relação à avaliação do desempenho da carteira por meio do Índice de Sharpe Generalizado, verificou-se que as carteiras formadas pelo modelo proposto obtiveram um desempenho melhor que as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz em 17 situações. Para o caso do teste de Wald, verificou-se que, em 27 casos, o módulo do valor do teste ficou dentro do intervalo $0 < W \leq 0,05$ e que em 17 situações o módulo do valor do teste de Wald ficou dentro do intervalo $0,05 < W \leq 0,10$.

Palavras-chave: Portfólio. Direcionadores de Valor. Desempenho de Carteiras.

Abstract

For over 100 years, financial and capital markets researchers are developing complementary theories to study and understand the associated risk in companies' assets investing with the objective of maximizing the return and minimizing the assumed risk. In an attempt to identify variables that could assist the assets selection to create a portfolio capable of generating long-term value, several authors have shown that some indicators and some market multiples were correlated with the assets return. Based on this idea that there are variables that can assist the assets selection, this research has the following objective: develop a model that allows using value drivers in assets selection processes to compose a portfolio with good market performance, and be close to the efficient frontier. The methodological procedures were divided into two stages: the first stage, was the development of a mathematical model for the portfolio selection process; in the second step, this model was tested in capital markets of Argentina, Brazil, Chile and Mexico and the results were compared with the results obtained by the portfolios created by the Markowitz model and by each market portfolio proxies. As a result, was verified that the proposed model outperformed the Markowitz model in 23 situations of 72 analyzed graphs. Comparing with the market portfolio *proxy*, the proposed model outperformed it in 20 situations and drew in 17 situations of 72. Regarding the portfolio performance evaluation by Generalized Sharpe Index, it was found that the portfolios created by the proposed model have gotten a better performance than the model portfolios formed by Markowitz model in 12 situations. In the case of the Wald efficiency test, it was found that in 27 cases the module of the test value was within the range $0 < W \leq 0.05$ and in 17 cases the magnitude of the value of the Wald test was within the range $0.05 < W \leq 0.10$.

Palavras-chave: Portfolio. Value Drivers. Portfolio Performance.

Lista de Figuras

Figura 1 (2): Gráfico Representativo da Linha do Mercado de Capitais.....	35
Figura 2 (2): Gráfico da representação geometria do teste de Wald	45
Figura 3 (3): Modelo matemático linear com uma variável independente.....	67
Figura 4 (3): Modelo matemático linear com β_0 igual a zero.....	67
Figura 5 (5): Gráfico do número de ativos das carteiras formadas pelo modelo proposto.....	79
Figura 6 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1995 nas quatro bolsas	82
Figura 7 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1996 nas quatro bolsas	83
Figura 8 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1997 nas quatro bolsas	84
Figura 9 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1998 nas quatro bolsas	85
Figura 10 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1999 bolsas BCBA e BCS	85
Figura 11 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1999 nas bolsas BMV e BOVESPA	86
Figura 12 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2000 nas quatro bolsas	86
Figura 13 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2001 nas quatro bolsas	87
Figura 14 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2002 nas quatro bolsas	88
Figura 15 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2003 nas quatro bolsas	89
Figura 16 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2004 nas quatro bolsas	90
Figura 17 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2005 nas quatro bolsas	91
Figura 18 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2006 nas bolsas BCBA e BCS	91
Figura 19 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2006 nas bolsas BMV e BOVESPA	92
Figura 20 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2007 nas quatro bolsas	93
Figura 21 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2008 nas bolsas BCBA e BCS	93
Figura 22 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2008 nas bolsas BMV e BOVESPA	94
Figura 23 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2009 nas bolsas BCBA e BCS	94
Figura 24 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2009 nas bolsas BMV e BOVESPA	95
Figura 25 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2010 nas quatro bolsas	95
Figura 26 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2011 nas quatro bolsas	96
Figura 27 (5): Gráficos dinâmicos das carteiras formadas nas bolsas BCBA e BCS	97
Figura 28 (5): Gráficos dinâmicos das carteiras formadas nas bolsas BMV e Bovespa	98

Lista de Tabelas

Tabela 1 (3): Ilustração do modelo proposto.....	60
Tabela 2 (4): Correlações entre índice de negociabilidade e o volume médio 1994 – 2002....	75
Tabela 3 (4): Correlações entre índice de negociabilidade e o volume médio 2003 – 2011....	75
Tabela 4 (5): Quantidade de ativos nas carteiras formadas pelo modelo proposto	78
Tabela 5 (5): Quantidade de ativos nas carteiras formadas pelo modelo de Markowitz.....	80
Tabela 6 (5): Quantidade de ativos por bolsa utilizada no modelo de Markowitz.....	81
Tabela 7 (5): Índice de Sharpe Generalizado para as bolsas da Argentina e do Chile.....	99
Tabela 8 (5): Índice de Sharpe Generalizado para as bolsas do México e do Brasil.....	100
Tabela 9 (5): Resultados do teste de Wald	101

Lista de Abreviaturas e Siglas

ADR	– <i>American Deposit Receipt</i>
AMEX	– <i>American Stock Exchange</i>
APT	– <i>Arbitrage Pricing Theory</i>
BCBA	– <i>Bolsa de Comercio de Buenos Aires</i>
BCS	– <i>Bolsa de Comercio de Santiago</i>
BM	– <i>Book-to-Market Equity</i>
BM&F	– <i>Bolsa de Mercadorias e Futuros</i>
BMV	– <i>Bolsa Mexicana de Valores</i>
Bovespa	– <i>Bolsa de Valores de São Paulo</i>
CAPM	– <i>Capital Asset Pricing Model</i>
CDI	– <i>Certificados de Depósito Interbancário</i>
CML	– <i>Capital Market Line</i>
CRSP	– <i>Center for Research in Security Prices</i>
CSRT	– <i>Cross-Sectional Regression Test</i>
EBITDA	– <i>Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization</i>
EVA [®]	– <i>Economic Value Added</i>
GGAL	– <i>Grupo Financiero Galicia</i>
HME	– <i>Hipótese dos Mercados Eficientes</i>
INMEX	– <i>Índice México</i>
IIA	– <i>Independence of Irrelevant Alternatives</i>
IPSA	– <i>Índice de Precios Selectivo de Acciones</i>
ISG	– <i>Índice de Sharpe Generalizado</i>
LRT	– <i>Likelihood Ratio Test</i>

NASDAQ – *National Association of Securities Dealers Automated Quotations*

NYSE – *New York Stock Exchange*

OPEP – Organização dos Países Exportadores de Petróleo

OTC – *Over-the-Counter*

P&D – Pesquisa e Desenvolvimento

P/L – Razão entre o Preço e o Lucro por ação

PNB – Produto Nacional Bruto

SELIC – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

SLB – Sharpe, Lintner e Black – referência ao modelo CAPM

SML – *Security Market Line*

USA – *United States of America*

VM/VP – Razão entre Valor de Mercado e Valor Patrimonial

Sumário

1 Introdução	14
1.1 Tese Proposta.....	18
1.2 Hipóteses	18
1.3 Justificativa.....	18
1.4 Objetivos.....	23
1.4.1 Objetivo Geral	23
1.4.2 Objetivos Específicos	23
2 Referencial Teórico	25
2.1 Diversificação	27
2.2 A Fronteira Eficiente	33
2.3 Desempenho de Carteiras	36
2.3.1 Índice de Sharpe	37
2.4 Eficiência de Carteiras.....	41
2.5 Direcionadores de Valor	48
3 Modelo Proposto	59
4 Procedimentos Metodológicos	72
4.1 Método de Pesquisa	72
4.2 Universo, amostra e método de análise de dados	73
5 Análise dos dados e interpretação dos resultados.....	78
5.1 Análise comparativa dos gráficos.....	82
5.2 Análise de desempenho das carteiras	98
5.3 Análise de eficiência pelo teste de Wald	100
6 Conclusão	103
Referências	109
APÊNDICE A – Gráficos dos riscos das carteiras (eixo vertical) <i>versus</i> quantidade de títulos (eixo horizontal)	118
APÊNDICE B – Composição das carteiras.....	127

1 Introdução

Há mais de 100 anos pesquisadores da área financeira e de mercado de capitais vêm desenvolvendo teorias complementares que permitem estudar e entender o risco associado ao investimento em ativos de empresas, com o objetivo de maximizar o retorno e minimizar o risco assumido.

Um dos primeiros trabalhos a respeito deste tema foi desenvolvido por Bachelier (1900), que por meio do objetivo de “determinação de uma fórmula (lei de probabilidade) que determine o comportamento do mercado em um instante dado”¹ (BACHELIER, 1900, p. 22), buscou modelar o comportamento dos preços dos ativos com base nos valores passados de tais preços. Bachelier (1900) concluiu, percebendo que tal comportamento é composto de duas partes: uma probabilística, regida pela distribuição normal, e outra determinística. Esta conclusão deu início ao que hoje é conhecido como hipótese dos mercados eficientes (HME), que foi desenvolvida e aperfeiçoada por Fama (1970; 1991) e tem como definição que o preço de um ativo é o reflexo de toda informação disponível, inclusive sua série histórica de preços.

No início da década de 1950, Markowitz (1952) apresentou os conceitos de risco e covariância entre ativos, criando uma nova perspectiva na teoria de construção de carteiras de investimentos, chamada Moderna Teoria de Carteiras. Sua maior contribuição foi a hipótese de carteiras eficientes, na qual se busca a melhor relação entre retorno e risco, por meio da diversificação dos ativos. A base para a diversificação e a matriz de covariância dos retornos dos ativos, que se tornou a principal ferramenta da diversificação e redução de risco.

Na sequência dos estudos a respeito desta temática, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972) desenvolveram um estudo a respeito do retorno esperado de um ativo sob condições de risco, que hoje é conhecido como *capital asset pricing model* (CAPM). O

¹ *La recherche d'une formule qui l'exprime [la probabilité] ne paraît pas jusqu'à ce jour avoir été publiée; elle sera l'objet de ce travail* (BACHELIER, 1900, p. 22). (...) *La détermination de la loi de probabilité qu'admet le marché à un instant donné sera l'objet de cette étude* (BACHELIER, 1900, p. 32)

principal objetivo deste modelo é calcular um valor esperado para o preço de cada ativo, proporcional ao risco assumido. Desta forma, os investidores podem selecionar, dentre os vários ativos existentes, aqueles que apresentam a melhor expectativa de retorno. No entanto, pelo fato de “utilizarem apenas a carteira de mercado e o β do ativo como variáveis para o CAPM, o modelo obteve muitas contradições empíricas” (FAMA; FRENCH, 1992, p. 427).

Na tentativa de identificar outras variáveis que pudessem compor um modelo de precificação, Basu (1977) comprovou que o múltiplo formado pela razão entre o Preço e o Lucro por ação (P/L) era correlacionado negativamente com o retorno dos ativos. O trabalho provou que ações com um baixo P/L tendiam a render mais do que ações com alto P/L. A teoria desse autor é que se a relação entre preço e lucro de uma ação é baixa é porque essa ação está mal precificada pelo mercado. A partir desse estudo, a relação P/L passou a ser considerada na seleção dos ativos que fariam parte de uma carteira. Basu deu continuidade à sua pesquisa e, em 1983, publicou outro artigo constatando, além da descoberta anterior, que o efeito do P/L é maior nas ações de empresas menores (BASU, 1983).

Stattman (1980) e Rosenberg, Reid e Lanstein (1985) identificaram que o múltiplo obtido pela razão entre Valor de Mercado e Valor Patrimonial (VM/VP) por ação também possuía correlação com os retornos dos ativos. A ideia subjacente do trabalho foi de que se o valor de mercado de uma empresa está baixo em relação ao valor que os contadores atribuem à empresa, é também porque a ação está barata. Logo, ações com baixo VM/VP tendem a ter um retorno elevado. No início da década de 80, Banz (1981) testou o efeito tamanho por meio do VM (*Market Equity* – ME). Os seus resultados foram semelhantes aos resultados encontrados por Stattman (1980) e Rosenberg, Reid e Lanstein (1985), verificando que VM “contribui para a explicação dos retornos médios transversais fornecidos pelo β de mercado. Retornos médios em *small stocks* são elevados, dados seus betas estimados e os retornos

médios de *large stocks* são baixos”² (BANZ, 1981, p. 16).

Outra contradição para o CAPM foi a relação positiva entre alavancagem e o retorno médio, documentada por Bhandari (1988). Em seu estudo, Bhandari (1988) verificou que a alavancagem financeira pode auxiliar na explicação dos retornos médios das ações em análises que incluem o efeito tamanho (*Market Equity* – ME). Fama e French (1992) ampliaram esses estudos e analisaram, conjuntamente, o efeito dos fatores: β do ativo, tamanho da empresa, P/L, alavancagem financeira e VP/VM no rendimento dos preços ações. Constataram resultados semelhantes aos estudos anteriores que analisaram as variáveis isoladamente. Segundo os resultados dos autores, “a evidência mais marcante é a forte relação positiva entre retorno médio e VP/VM. Mas VP/VM não substitui os outros efeitos para explicar os retornos médios” (FAMA; FRENCH, 1992, p. 441).

A partir desses estudos, os modelos contendo mais de uma variável (fatores) passaram a ser utilizados na avaliação e precificação de ativos. Destacam-se, dentre os vários modelos que surgiram, o modelo multifatorial de Fama e French (1996a), que fornece uma melhor descrição dos retornos médios das ações utilizando: tamanho da empresa; VP/VM; P/L; e crescimento das vendas (FAMA; FRENCH, 1996b) e o modelo APT (*arbitrage pricing theory*) de Ross (1976), que sugere a utilização das variáveis PNB, inflação e taxa de juros para o cálculo do risco sistemático, além do uso do risco idiossincrático do ativo.

Copeland, Koller e Murrin (2002) denominam essas variáveis, que têm impacto nos resultados em termos de criação de valor, de direcionadores de valor (*value drivers* ou *value indicators*). Recomenda-se então, que gestores e investidores atuem sobre esses direcionadores de criação de valor para tomar suas decisões (KRAUTER, BASSO; KIMURA, 2004). Uma boa ferramenta para a redução do risco das carteiras de ações pode ser o foco em empresas capazes de gerar valor no longo prazo (CAMPBELL *et al*, 2001).

² *adds to the explanation of the cross-section of average returns provided by Market β . Average returns on small (low ME) stocks are too high given their β estimates, and average returns on large stocks are too low* (BANZ, 1981, p. 16).

Em estudo sobre direcionadores de valor, La Porta *et al* (1997) denominam como empresas *glamour*, as ações de destaque no mercado e das quais geralmente não se esperam retornos anormais, mas proporcionam maior segurança em termos de estabilidade no mercado. Por outro lado, as ações denominadas de valor por La Porta *et al* (1997) são capazes de gerar valor no longo prazo.

O resultado encontrado no estudo de La Porta *et al* (1997, p. 872) “sugere que os erros excepcionais sobre as perspectivas de lucros futuros desempenham um papel importante no retorno superior das ações valor. Informações posteriores de anúncio de lucros são substancialmente mais fortes para ações valor do que para as ações *glamour*”³. Ao final de seu trabalho, La Porta *et al* (1997, p. 873) sugerem várias possibilidades para explicar essas diferenças entre os retornos (desempenhos) das *value stocks* e das *glamour stocks*:

Primeiro, os investidores podem simplesmente ter uma preferência por investir em “boas” empresas com altos níveis de rentabilidade e boa gestão. Investidores pouco sofisticados podem igualar uma boa companhia a um bom investimento, independentemente do preço. Eles podem até acreditar que tais ações são menos arriscadas, como supostamente era o caso com a IBM antes dos investidores terem sido expostos à sua vulnerabilidade. Finalmente, os investidores institucionais sofisticados podem gravitar em torno de ações *glamour* conhecidas, porque essas ações são mais fáceis de justificar aos clientes e aos seus superiores hierárquicos, como investimentos prudentes. Embora uma explicação completa e satisfatória para o retorno superior das ações valor está além do escopo do presente artigo, nossa evidência sugere que os fatores comportamentais (e erros de expectativas, em particular) desempenham um papel importante.

Desta forma, ao utilizar esses indicadores espera-se que, independentemente de ajustes por risco ou custos de transação, ações de valor tenham seus preços posteriormente ajustados aos seus fundamentos e, portanto, sejam valorizadas especialmente no longo prazo. Então, baseada nesta ideia de que os direcionadores de valor são ferramentas capazes de auxiliar a seleção de ativos, esta pesquisa tem o seguinte problema: *a utilização de direcionadores de valor para a formação carteira de ações resulta em uma carteira próxima da fronteira eficiente e com um bom desempenho de mercado?*

³ suggests that expectational errors about future earnings prospects play an important role in the superior return to value stocks. Postformation earnings announcement returns are substantially higher for value stocks than for glamour stocks La Porta *et al* (1997, p. 872)

1.1 Tese Proposta

Uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor apresenta um bom desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado (SHARPE, 1994) e está próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de eficiência (teste de Wald) elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989).

1.2 Hipóteses

Duas hipóteses são formuladas para comprovar a tese proposta:

H₁: Uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor apresenta um bom desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado (SHARPE, 1994);

H₂: Uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor está próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de eficiência (teste de Wald) elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989).

1.3 Justificativa

Nos anos 50, quando Markowitz (1952, p. 77) teve a ideia de definir fronteiras eficientes para selecionar portfólios de ações, ele admitiu que o processo de seleção de um portfólio pode ser dividido em dois estágios. O primeiro estágio inicia com a observação e a experiência do analista e finaliza com opiniões a respeito do desempenho futuro dos títulos disponíveis e definição dos títulos que irão compor as variáveis de decisão do modelo. O segundo estágio inicia com definição dos títulos que irão compor as variáveis de decisão do

modelo e finaliza com escolha do portfólio⁴. Em seu trabalho, Markowitz estava interessado apenas no segundo estágio, que por meio de uma técnica de otimização, conseguiu minimizar o risco de uma carteira de ações em um dado nível de retorno esperado. Todavia, é importante deixar claro que “o portfolio que tem uma expectativa máxima de retorno não é, necessariamente, o portfólio que tem a variância mínima” (MARKOWITZ, 1952, p. 79).

Este modelo de seleção de carteiras de Markowitz é fundamentado em alguns pressupostos: (a) o risco é o principal conceito para o investidor; (b) o risco está associado à volatilidade, isto é, o retorno aleatório, considerando valores acima e abaixo do valor médio; e (c) cada investidor decide seu próprio retorno esperado e tenta minimizar o risco. Desta maneira, o investidor terá um portfólio de risco mínimo compatível com sua expectativa de retorno. No entanto, para a utilização deste modelo, o investidor deve: (a) definir, *a priori*, quais os títulos serão utilizados (b) admitir que o mercado de capitais é eficiente (FAMA, 1970; FAMA, 1991), visto que este modelo é aplicado na série histórica dos retornos de cada ativo; e (c) ter conhecimento do uso de técnicas de otimização.

No final de seu trabalho, Markowitz (1952, p. 91) admitiu que “métodos melhores, que levam em conta mais informações para propor uma melhor seleção de ativos, podem ser desenvolvidos”. Esta afirmação motivou a busca por modelos alternativos que complementaram o trabalho de Markowitz. Tobin (1958) desenvolveu as condições necessárias para cada função utilidade e para as distribuições dos retornos de cada ativo, o que melhoraram os resultados da semivariância do modelo original. Kraus e Litzenberger (1976) e Lee (1977) ofereceram teorias alternativas de portfólio que incluíram variáveis como a curtose, para uma descrição mais realística da distribuição dos retornos.

Porém, somente a utilização de modelos matemáticos para selecionar o portfólio de

⁴ *The process of selecting a portfolio may be divided into two stages. The first stage starts with observation and experience and ends with beliefs about the future performances of available securities. The second stage starts with the relevant beliefs about future performances and ends with the choice of portfolio* (MARKOWITZ, 1952, p. 77).

investimentos e avaliar desempenho dos títulos, não é suficiente para motivar os investidores a investirem na companhia (ITTNER; LARCKER; RAJAN, 1997; CAÑIBANO; GARCÍA-AYUSO; SÁNCHEZ; 2000). Low e Siesfeld (1998) chamam a atenção para a importância de medidas que indiquem a agregação de valor. Isto se dá porque, além de serem indicadores do valor, se uma companhia não comunicar ao mercado sobre suas áreas-chaves de desempenho não financeiro, o seu desempenho operacional poderá ser avaliado como não satisfatório e o valor de seus títulos poderão ser subavaliados, como consequências da falta de transparência.

Desta forma, um método que auxilie a seleção de ativos para compor um portfólio constitui-se em uma importante ferramenta a ser utilizada por investidores, na contínua busca de maximizar o seu retorno esperado. Neste sentido, esta pesquisa se justifica pela sua importância e contribuição acadêmica, pois, verificará o desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado de 1994 e a eficiência por meio do teste de eficiência elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989) de uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor, complementando a teoria de Markowitz (1952). Isto porque o objeto de estudo desta pesquisa inicia a partir do primeiro estágio do processo de seleção de um portfólio, preenchendo a lacuna existente no processo de seleção de ativos.

Ainda com relação à contribuição acadêmica, este complemento também se dá no item relativo à parte determinística do comportamento dos preços dos ativos, percebida por Bachelier (1900). Em seu trabalho, Bachelier (1900, p. 21) sugere que existem variáveis específicas que influenciam o movimento dos preços dos ativos e, conseqüentemente, do comportamento do mercado de capitais.⁵ Além de complementar os estudos que modelaram a distribuição de probabilidade que rege o comportamento dos preços dos ativos, esta pesquisa

⁵ *Les influences qui déterminent les mouvements de la Bourse sont innombrables, des événements passé, actuels ou même escomptables, ne présentant souvent aucun rapport apparent avec ses variations, se répercutent sur cours. A côté des causes en quelque sorte naturelles des variations, interviennent aussi des causes factices: la Bourse agit sur elle-même et le mouvement actuel est fonction, non seulement des mouvements antérieurs, mais aussi de la position de place. La détermination de ces mouvements se subordonne à un nombre infini de facteurs: il est dès lors impossible d'en espérer la prévision mathématique* (BACHELIER, 1900, p. 21).

vai contra a hipótese dos mercados eficientes (HME) de Fama (1970; 1991).

Contudo, dois questionamentos colidentes a esta justificativa, mas bastante plausíveis, podem surgir: (a) já que Bachelier percebeu, em 1900, que o comportamento dos preços dos ativos é composto, também, por uma parcela determinística, porque os pesquisadores de finanças e mercados de capitais só começaram desenvolver trabalhos com esta finalidade no final da década de 60, a partir do estudo de Ball e Brown (1968)?; e (b) porque isto é importante?

A resposta a essas perguntas pode ser dada de uma forma contextualizada ao ambiente macroeconômico da época. Até o final dos anos 1960, o foco das empresas era a otimização da produção, visto que a demanda era muito superior à oferta (LaLONDE; DAWSON, 1969). Desta forma, os próprios acadêmicos não se interessavam em pesquisar algo que não fosse modelo matemático para aumentar a eficiência. Em Logística, por exemplo, foram publicados os trabalhos de Arch Shaw e Fred Clark em 1912 e 1922, respectivamente, que identificaram a natureza da distribuição física e como ela diferia da criação de demanda (LaLONDE; DAWSON, 1969). No entanto, nem a academia nem as empresas deram muita importância aos trabalhos.

No campo da estratégia, “a ideia de olhar para as empresas como um amplo conjunto de recursos retorna ao trabalho seminal de Penrose (1959), mas, somente a partir de Rubin (1973) que este tema recebeu uma verdadeira atenção” (WERNEFELT, 1984, p. 171).⁶ A área de finanças também acompanhou esta tendência apresentando trabalhos relativos à Governança, regulação do Mercado de Capitais e Finanças Comportamentais após Fama (1991). Nas conclusões de seu trabalho, Fama (1991) afirma que “os resultados indicam que os preços das ações se ajustam rapidamente às informações a respeito de decisões de investimento, mudanças na política de dividendos, mudanças na estrutura de capital e

⁶ *the idea of looking at firms as a broader set of resources goes back to the seminal work of Penrose (1959), but, apart from Rubin (1973), has received relatively little formal attention (WERNEFELT, 1984, p. 171).*

operações com relação ao controle societário” (FAMA, 1991, p. 1607). Ou seja, os preços se ajustam eficientemente às informações específicas da empresa.

Logo, percebe-se que esta tendência de pesquisas relacionadas à geração de valor no longo prazo ter ganhado força a partir dos anos 70 é um evento sistêmico e não idiossincrático da área financeira. Eventos fundamentais que tentam explicar esta mudança no objeto de estudo dos pesquisadores podem ser: (a) o embargo petrolífero; e (b) a súbita elevação do preço do petróleo realizado pela OPEP em 1973 (BALLOU, 1993). À medida que os preços do petróleo subiram na década de 70 e o crescimento do mercado começou a diminuir, a inflação aumentou ao mesmo tempo em que a taxa de crescimento da produtividade diminuiu. Desta forma, as organizações passaram a administrar melhor seus suprimentos, seus recursos [e seus direcionadores de valor] (BALLOU, 1993). Então, além das justificativas anteriores, este trabalho também se justifica pelo contexto macroeconômico e pela sua originalidade, haja vista que explora o processo de formação de uma carteira de investimentos através dos direcionadores de valor das empresas.

E, finalizando os argumentos deste tópico, este trabalho se justifica, também, pelos próprios objetivos do *portfolio selection*. De acordo com Markowitz (1959, p. 5), “é impossível obter todas as conclusões sobre carteiras. A análise de portfólio deve ser baseada em critérios que servem como um guia para o que é importante e o que não é importante, o que é relevante e o que é irrelevante”. Ou seja, um método de análise e seleção de portfólio deve ser um guia para os analistas e investidores, em um contexto de risco e incerteza, sem a intenção de se tornar uma solução exata do problema. “Somente o clarividente poderia esperar prever com absoluta certeza. Analistas clarividentes não têm necessidade das técnicas desta monografia” (MARKOWITZ, 1959, p. 4). Claro que o próprio critério de escolha dos ativos depende da natureza de cada analista / investidor.

1.4 Objetivos

1.4.1 Objetivo Geral

Elaborar um modelo que permita a utilização de direcionadores de valor no processo de seleção de ativos para compor uma carteira de ações que apresente um bom desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado (SHARPE, 1994) e que esteja próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de eficiência (teste de Wald) elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989).

1.4.2 Objetivos Específicos

- Identificar e analisar os principais direcionadores de valor das empresas que são estudados na literatura;
- Elaborar um modelo que permita a utilização de direcionadores de valor no processo de seleção de ativos e na formação da carteira;
- Constituir carteiras de ações com base nos direcionadores de valor das empresas;
- Comparar a evolução das carteiras com as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz e com as carteiras *proxy* de mercado;
- Avaliar o desempenho desta carteira por meio do Índice de Sharpe Generalizado (SHARPE, 1994);
- Testar a eficiência destas carteiras por meio do teste de eficiência elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989).

Esta tese está estruturada em seis seções, a começar por este. Na primeira seção, tem-se a contextualização do tema. A partir das discussões iniciais dos trabalhos de Louis Bachelier em 1900 e Harry Markowitz em 1952, apresenta-se o problema de pesquisa, a tese

proposta por esta pesquisa, justifica-se esta pesquisa enfatizando-se a sua importância, a sua relevância e a sua contribuição acadêmica e prática e apresentam-se os objetivos. Na seção dois, apresenta-se o referencial teórico que serviu de base para o autor e o inspirou na busca de um modelo de seleção de portfólio por meio de direcionadores de valor.

A terceira seção é o cerne desta tese. É neste capítulo que são apresentados o modelo proposto e o modelo que deve ser seguido para o processo de seleção de ativos e formação da carteira por meio de direcionadores de valor. Na quarta seção são apresentados os procedimentos metodológicos. A quinta seção apresenta a análise dos dados e interpretam-se os resultados obtidos.

A sexta seção traz as conclusões obtidas. Em resumo, o modelo proposto apresentou-se como viável, porém, foram identificadas algumas falhas que sugerem estudos futuros. As referências desse trabalho são apresentadas logo em seguida

2 Referencial Teórico

Todo investimento apresenta um retorno esperado e uma variância (risco) de possíveis resultados em torno deste retorno esperado. Com este conceito, Markowitz (1952) considerou o retorno como desejável, a variância como indesejável e elaborou um modelo de programação quadrática (programação não linear) capaz de minimizar o risco de uma carteira de ativos, dado um determinado retorno esperado.

A Moderna Teoria de Carteiras apresentou o risco e a diversificação do portfólio como fatores inerentes às decisões de investimentos, contrariando o senso comum da época, que era a concentração dos recursos no ativo de maior retorno esperado (BERNSTEIN, 1997). Para a evolução de seu modelo, algumas considerações iniciais tornaram-se necessárias. De acordo com Sharpe, Alexander e Bailey (1995, p. 262) e Sanvicente e Mellagi Filho (1988, p. 41), as principais premissas adotadas por Markowitz consistiram em:

- os investidores avaliam portfólio apenas com base no valor esperado e na variância (ou desvio padrão) das taxas de retorno sobre o horizonte de um período;
- os investidores nunca estão satisfeitos. Quando postos a escolher entre dois portfólios de mesmo risco, sempre escolherão o de maior retorno;
- os investidores são avessos ao risco. Quando postos a escolher entre dois portfólios de mesmo retorno, sempre escolherão o de menor risco;
- os ativos individuais são infinitamente divisíveis, significando que um investidor pode comprar a fração de ação, se assim o desejar;
- existe uma taxa livre de risco, na qual um investidor pode tanto emprestar, quanto tomar emprestado;
- os custos de transação e impostos são irrelevantes;
- os investidores estão de acordo quanto à distribuição de probabilidades das taxas de

retorno dos ativos, o que assegura a existência de um único conjunto de carteiras eficientes.

Markowitz (1952; 1959) identificou o retorno sobre um investimento como o valor esperado ou a probabilidade do valor esperado dos retornos futuros de um dado ativo. O valor esperado é dado pelo somatório de todos os possíveis retornos multiplicados pela probabilidade de ocorrência de cada um destes retornos. E o risco, definiu como a variabilidade dos retornos possíveis em torno do retorno médio esperado, apresentando, assim, a redução da variância (ou risco), como fator inerente às decisões de investimentos.

Como Markowitz considerava que a variância era indesejável, ele propôs um método de construção de carteiras que tivesse a menor variância possível. Também liquidou as concepções ingênuas de diversificação, segundo as quais, bastava “colocar os ovos em vários cestos diferentes e, quanto maior o numero de cestos, maior a segurança” (CERETTA; COSTA JR., 2000, p. 19), demonstrando que, se existir uma forte correlação positiva entre os retornos dos ativos, os vários cestos imaginários se comportariam com um único cesto.

De acordo com a sua teoria, ao analisar um determinado ativo, um investidor deveria preocupar-se não com o risco do ativo individual, mas com a sua contribuição ao risco total da carteira. A combinação de todos os ativos com risco resultaria numa curva, na qual seria possível detectar uma fronteira eficiente, essa fronteira é o conjunto de carteira com a melhor relação entre o risco e retorno. O cálculo do risco (variância ou desvio padrão) envolve, além dos riscos individuais ponderados pela participação de cada ativo na carteira, considerações referentes à covariância entre os ativos.

Logo, percebe-se que os efeitos da diversificação em uma carteira de investimentos constituem o cerne da Moderna Teoria de Portfólios, originada a partir dos estudos de Markowitz (1952; 1959).

2.1 Diversificação

O conceito de diversificação está relacionado ao fato dos preços dos ativos financeiros não se moverem de modo exatamente conjunto, ou seja, não serem perfeitamente correlacionados. Desse modo, quando se combinam investimentos em diversos ativos diferentes, uma variação em um preço individual pode ser compensada por variações complementares nos outros, reduzindo-se assim a variação total do portfólio. Assim, o risco de uma carteira não é uma simples média ponderada dos desvios-padrões dos ativos individuais, dependendo também das relações entre os movimentos desses ativos (MARKOWITZ, 1959).

O risco que pode ser eliminado através da diversificação é denominado risco próprio, ou não sistemático (idiossincrático), em contraposição com o risco sistemático, também conhecido como risco de mercado ou não diversificável, que influencia o comportamento de todos os preços e, portanto, afeta todos os investidores, não importando o número de ativos que possuam.

Se por um lado, como coloca Farrel (1983), acrescentar ativos, especialmente aqueles com menores covariâncias, deve ser um objetivo na construção de portfólios, a utilização de um número maior de ativos normalmente acarreta custos de transação e operação maiores. Isto porque, além de ser mais barato negociar lotes maiores da mesma ação, os custos de análise, seleção e custódia de títulos são maiores quanto maior o número de papéis diferentes.

Em seu artigo seminal, Markowitz (1952) enfatizou a importância da diversificação em uma carteira de ativos e mostrou como, “em portfólios envolvendo um grande número de títulos, a variância perde sua importância quando comparada com as covariâncias” (MARKOWITZ, 1959, p. 102). A fórmula para a variância de um portfólio com investimento igual em cada um dos ativos apresentada nesta obra, demonstra isso claramente (MARKOWITZ, 1959, p. 111). Utilizando-se um número muito grande de ativos, o primeiro

termo da equação tende a zero, e a variância do portfólio tende à média das covariâncias entre os retornos de todos os ativos do mercado:

$$\text{variância do portfólio} = \frac{\text{soma das variâncias}}{N^2} + \frac{N-1}{N} \times \text{covariância média} \quad (1)$$

O desenvolvimento dessa expressão também pode ser visto em Elton e Gruber (1977), que, ao contrário dos estudos empíricos que os precederam, derivaram uma expressão analítica para a relação entre o tamanho de um portfólio e seu risco. Partindo da variância de um portfólio de N ações:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N x_i x_j \text{cov}(A_i, A_j) \quad \forall i, \forall j \quad (2)$$

Onde:

σ_p^2 = variância do portfólio;

x_i = percentual (peso) do ativo i no portfólio p ;

σ_i^2 = variância do ativo i ;

x_j = percentual (peso) do ativo j no portfólio p ;

$\forall$ = símbolo matemático que significa “para todo” ou “qualquer que seja”;

$\text{cov}(A_i, A_j)$ = covariância dos retornos dos ativos i e j .

Pode-se obter uma carteira diversificada simplesmente escolhendo um N suficientemente grande e dividindo o capital igualmente entre os títulos, ou seja, fazendo:

$$x_i = \frac{1}{N}, \forall i$$

Nesse caso, a variância do portfólio pode ser expressa como:

$$\sigma_p^2 = \sum_{p=1}^N \left(\frac{1}{N} \right)^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \left(\frac{1}{N} \right)^2 \text{cov}(A_i, A_j) \quad (3)$$

Lembrando que para N ativos existem $N(N-1)$ pares de covariâncias. Pode-se expressar a covariância média esperada (E) por:

$$E[\text{cov}(A_i, A_j)] = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \text{cov}(A_i, A_j)}{N(N-1)} \Leftrightarrow \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \text{cov}(A_i, A_j) = N(N-1) \cdot E[\text{cov}(A_i, A_j)] \quad (4)$$

E a variância média esperada (E) pode ser escrita como:

$$E[\sigma_i^2] = \frac{\sum_{i=1}^N \sigma_i^2}{N} \quad (5)$$

Substituindo (4) e (5) em (3) tem-se:

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{N} \cdot E[\sigma_i^2] + \frac{1}{N^2} \cdot N(N-1) \cdot E[\text{cov}(A_i, A_j)]$$

$$\sigma_p^2 = \frac{E[\sigma_i^2]}{N} + \frac{(N-1)}{N} \cdot E[\text{cov}(A_i, A_j)]$$

Assim, observa-se claramente que, quando N aumenta, a primeira parcela da variância do portfólio (representativa dos riscos próprios dos ativos) tende a zero. Porém a segunda permanece:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \sigma_p^2 = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{E[\sigma_i^2]}{N} + \lim_{N \rightarrow \infty} \left\{ \frac{N-1}{N} \cdot E[\text{cov}(A_i, A_j)] \right\} = E[\text{cov}(A_i, A_j)] \quad (6)$$

Isto demonstra que mesmo para N muito grande sempre existe uma variância residual no portfólio, variância essa que tende à média das covariâncias entre os ativos. Sharpe (1963) consegue um resultado semelhante utilizando um modelo de índice único (CAPM), cujo retorno de um ativo é dado por:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i \cdot (R_M - R_f) + \varepsilon_i \quad (7)$$

Onde:

R_i = retorno esperado do ativo i ;

α_i = intercepto vertical da linha de mercado de títulos;

β_i = sensibilidade do ativo i a movimentos da carteira de mercado;

R_M = retorno esperado (retorno médio) do mercado;

R_f = retorno do ativo livre de risco;

ε_i = erro aleatório.

Supondo R_f e α_i constantes, a variância do modelo é:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad (8)$$

Nesse caso, o retorno de um portfólio de N ações é dado por:

$$R_p = \sum_{i=1}^N x_i (\alpha_i + \beta_i \cdot (R_M - R_f) + \varepsilon_i) \quad (9)$$

$$R_p = \sum_{i=1}^N x_i \alpha_i + \sum_{i=1}^N x_i \beta_i \cdot (R_M - R_f) + \sum_{i=1}^N x_i \varepsilon_i \quad (10)$$

$$R_p = \alpha_p + \beta_p \cdot (R_M - R_f) + \varepsilon_p \quad (11)$$

E, novamente assumindo R_p e α_p constantes tem-se:

$$\sigma_p^2 = \beta_p^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon_p}^2 \quad (12)$$

Considerando $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j$, a variância de ε_p se reduz a:

$$\sigma_{\varepsilon_p}^2 = \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^N x_i \varepsilon_i \right) = \sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_{\varepsilon_i}^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad (13)$$

E, assim, a variância do portfólio pode ser expressa como:

$$\sigma_p^2 = \left[\sum_{i=1}^N x_i \beta_i \right]^2 + \sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad (14)$$

Admitindo que os ativos sejam distribuídos com pesos iguais, tem-se que:

$$\sigma_p^2 = \left[\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \beta_i \right]^2 + \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{N} \right)^2 \sigma_{\varepsilon i}^2 \quad (15)$$

Observando que:

$$E[\beta_i] = \frac{\sum_{i=1}^N \beta_i}{N}, \text{ e} \quad (16)$$

$$E[\sigma_{\varepsilon i}^2] = \frac{\sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon i}^2}{N} \quad (17)$$

E, substituindo (16) e (17) em (15) obtém-se:

$$\sigma_p^2 = E^2[\beta_i] + \frac{1}{N} E[\sigma_{\varepsilon i}^2] \quad (18)$$

Finalmente, assumindo que o limite de $N \rightarrow \infty$ constata-se que a parcela proveniente dos riscos próprios dos ativos tende a zero. Nesse caso, porém, fica claro que a parcela remanescente, que não pode ser eliminada através de diversificação, está intimamente ligada ao índice de mercado β_i (sensibilidade do ativo i a movimentos da carteira de mercado), que é o risco sistemático (SHARPE, 1963; EVANS; ARCHER, 1968). Sobre este aspecto, Evans e Archer (1968, p. 761) comentam que

se o número de títulos incluídos em uma carteira se aproximasse do número de títulos no mercado, poder-se-ia esperar que a variação do retorno desta carteira se aproximasse do nível da variação sistemática, isto é, da variação do retorno do mercado, sugerindo uma relação que se comporta como uma função decrescente assintótica⁷

Com o objetivo de determinar quantos títulos são suficientes para diversificar um portfólio, de tal forma que este elimine completamente a parcela do risco idiossincrático dos ativos, o trabalho de Evans e Archer (1968, p. 761) “examinou a taxa na qual a variação dos retornos de portfólios aleatoriamente selecionados é reduzida em função do número de títulos incluídos no portfólio”.

⁷ if the number of securities included in a portfolio were to approach the numbers of securities in the market, one would expect the variation of the portfolio return to approach the level of systematic variation – that is, the variation of the market return, suggesting a relationship which behaves as a decreasing asymptotic function.

Os resultados de Evans e Archer (1968, p. 766) indicam que “a maior parte da variação não sistemática é eliminada após a adição do oitavo título no portfólio”. Esta observação foi suportada pelos testes *t* e *F*, os quais indicaram que um substancial aumento de títulos em um portfólio com oito títulos faz-se necessário para se obter uma significativa redução tanto na média dos desvios-padrões quanto nos valores médios das dispersões (EVANS; ARCHER, 1968, p. 766).

Em seus testes, Evans e Archer (1968) verificam que, para um portfólio com apenas dois títulos, a inclusão de um título causa uma significativa redução, ao nível de 0,05, na volatilidade da carteira. Para portfólios com oito títulos, foi necessária a inclusão de cinco títulos para se obter a mesma redução na volatilidade da carteira (ao nível 0,05). Em portfólios com 16 ações, houve a necessidade de incluir mais 19 títulos diferentes e portfólios com mais de 19 papéis, “nenhuma redução significativa foi possível dentro da amplitude da análise, que foi de 40 títulos”. (EVANS; ARCHER, 1968, p. 766).

Vários estudos complementaram a pesquisa de Evans e Archer (1968). Fisher e Loire (1970) estudaram o efeito da diversificação em carteiras formadas aleatoriamente e estruturadas por meio da combinação de ações de diferentes setores da economia. Wagner e Lau (1971) associaram o valor do coeficiente R^2 ao risco sistemático e estudaram o efeito da diversificação. Em seus resultados, verificaram que em carteiras com mais de 10 ações, a redução do risco idiossincrático ($1 - R^2$) é insignificante.

No Brasil, Brito (1989) verificou que os benefícios da diversificação poderiam ser alcançados com uma carteira composta por oito ativos e que, carteira com mais de 15 títulos não obtêm redução no risco sistemático. Ceretta e Costa Jr. (2000) utilizaram as informações do preço de fechamento de 158 ações listadas na Bovespa no período de janeiro de 1993 a dezembro de 1997. Em seus resultados, os autores verificaram “com uma carteira igualmente ponderada de 12 ações, o investidor consegue obter excelentes resultados, eliminando mais de

52% do risco de uma ação típica e mais de 83% do risco [diversificável]” (CERETTA; COSTA JR., 2000, p. 32).

2.2 A Fronteira Eficiente

Markowitz (1952) introduziu o conceito de eficiência de carteira, que é o conjunto de carteiras que apresentam o menor risco para cada nível de retorno (ou o maior retorno para cada nível de risco), dentro do intervalo entre o risco mínimo e máximo permitido a um investidor. A curva é construída sob a suposição de que os retornos dos ativos envolvidos possuem distribuição normal, assim como as carteiras resultantes de suas combinações.

A matemática por trás das carteiras eficientes é útil para a interpretação geométrica do teste estatístico de Wald usado para o teste de eficiência de carteiras da versão Sharpe-Lintner do CAPM, a ser descrito posteriormente, e usado neste trabalho.

Definição: a carteira m é a carteira de mínima variância de todas as carteiras com retorno μ_m se o seu vetor ($N \times 1$) de pesos w^* é a solução do seguinte problema de otimização de Markowitz:

$$\text{Min}_w w' \Omega w$$

Sujeito a:

$$w' \mu = \mu_m \quad \text{e} \quad w' e = 1$$

onde,

Ω = matriz ($N \times N$) variância-covariância dos retornos dos ativos;

μ = vetor ($N \times 1$) dos retornos médios dos ativos e;

e = vetor ($N \times 1$) dos erros.

Usando os multiplicadores de Lagrange encontra-se a solução para a carteira ótima w^* ($w_1^*, \dots, w_n^*$):

$$w^* = g + h \mu_m \quad (19)$$

onde, g e h são vetores ($N \times 1$),

$$g = \frac{1}{D} [B(\Omega^{-1}e) - A(\Omega^{-1}\mu)] \quad (20)$$

$$h = \frac{1}{D} [C(\Omega^{-1}\mu) - A(\Omega^{-1}e)] \quad (21)$$

onde,

$$A = e'\Omega^{-1}\mu;$$

$$B = \mu'\Omega^{-1}\mu;$$

$$C = e'\Omega^{-1}e;$$

$$D = BC - A^2.$$

O conjunto de carteiras de mínima variância tem uma propriedade importante que simplifica seus cálculos: duas carteiras de mínima variância são o suficiente para replicar toda a fronteira eficiente. Este é o teorema dos dois fundos ou teorema da separação (TOBIN, 1958). Qualquer carteira da fronteira de mínima variância pode ser representada pela equação (19) ou pela combinação linear convexa entre duas carteiras de mínima variância. Dentre estas carteiras de mínima variância, são eficientes aquelas cujo retorno esperado excede o retorno esperado da carteira de mínima variância global.

Para qualquer carteira m localizada na fronteira de mínima variância, exceto para a carteira de mínima variância global, há uma única carteira Zm , também na fronteira, que possui covariância zero em relação à m . Zm é chamada de carteira zero-beta em relação à carteira m . O retorno esperado da carteira zero-beta associada a carteira de mercado substitui o ativo livre de risco na versão Black do CAPM (BLACK, 1972).

A inclusão de um ativo livre de risco R_f implica que os pesos da carteira ótima de ativos arriscados não tenham mais a restrição de somar um.

Definição: a carteira m é a carteira de mínima variância de todas as carteiras com retorno μ_m se o seu vetor de pesos w^* é a solução do seguinte problema de otimização na presença de uma taxa livre de risco R_f :

$$\text{Min}_w w'\Omega w$$

Sujeito a:

$$w'\mu + (1-w'e) R_f = \mu_m \quad (22)$$

Solucionando o problema usando os multiplicadores de Lagrange, encontramos a solução para a carteira ótima tangente w^* :

$$w^* = \frac{1}{e'^{\Omega^{-1}}(\mu - R_f e)} \Omega^{-1}(\mu - R_f e) \quad (23)$$

Com a presença de um ativo livre de risco, no diagrama $\mu \times \sigma$, a fronteira eficiente será uma linha reta que parte da taxa livre de risco e é tangente à fronteira do conjunto factível dos ativos com risco, a qual é conhecida como linha do mercado de capitais, conforme Sharpe (1964). A carteira tangente (m) representa a única carteira eficiente composta dos ativos arriscados (carteira de mercado). Uma vez encontrada esta carteira, qualquer carteira eficiente pode ser obtida da combinação desta com o ativo livre de risco. Este é o teorema de um fundo.

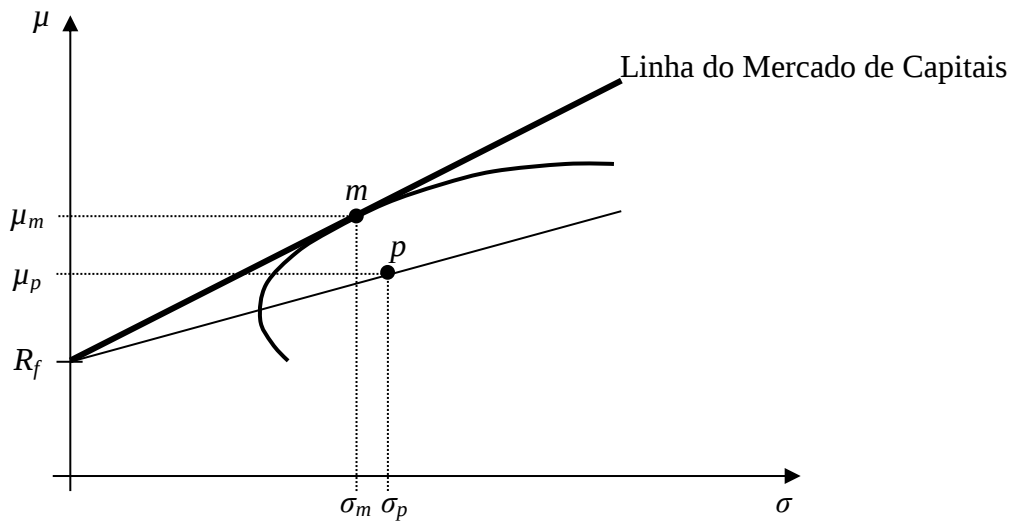


Figura 1 (2): Gráfico Representativo da Linha do Mercado de Capitais
Fonte: Sharpe (1964)

A carteira tangente é a carteira que apresenta o valor máximo do índice de Sharpe, dentre as carteiras factíveis. Na figura, o índice de Sharpe de uma carteira p é a inclinação da reta que parte do ponto $(R_f, 0)$ e passa pelo ponto (σ_p, μ_p) . O índice de Sharpe máximo é a da carteira tangente representada por m (carteira de mercado). Testar a eficiência de uma carteira equivale a testar se o índice de Sharpe da mesma é a maior dentre as das carteiras factíveis.

2.3 Desempenho de Carteiras

Por meio de uma avaliação de desempenho é possível verificar se o retorno alcançado pela carteira está adequado ao risco incorrido, de maneira satisfatória (BESSA, 2001). Adicionalmente, esta avaliação pode auxiliar no processo de escolha de ativos para compor um portfólio e na escolha do gestor de carteiras e de fundos de investimento. Semelhante a outros tipos processos de medição, este processo é realizado em termos relativos, ou seja, aderente ao contexto de mercado. Para tanto, faz-se necessário comparar o desempenho da carteira em questão com aquele oferecido por outras alternativas disponíveis ou ainda com os desempenhos registrado pelos índices de mercado, considerados como *benchmarks* (BESSA, 2001; CARDOSO, 2006).

Até fins dos anos 1950 o desempenho era medido pelo retorno obtido em um período. Porém, “retornos não devem ser comparados diretamente, antes precisam ser ajustados ao risco para permitir uma quantificação correta. Por este motivo, as medidas de avaliação são usualmente chamadas de retorno ajustado ao risco” (BESSA, 2001, p. 52).

Os estudos sobre risco e retorno nos anos de 1960 contribuíram para torná-los variáveis fundamentais em análises de desempenho. A relação direta entre o retorno e o risco no CAPM, existente na relação entre o retorno de mercado e o do ativo objeto no cálculo do beta (β), formou a base que estruturou a teoria de análise de investimentos e, especificamente, os métodos de avaliação de desempenho (JONES, 1993). Assim, considerando que retorno e risco estão relacionados, a comparação entre desempenhos deve ser feita somente entre as opções de investimento que apresentem as mesmas características de risco (BESSA, 2001).

A primeira relação de equilíbrio que proporcionou o ajustamento dos retornos ao risco surgiu na década de 1960 através do Modelo CAPM. Treynor (1965) analisou o desempenho global de carteiras de fundos de investimento, incorporando de forma simultânea o rendimento e o risco através da razão que considera o retorno em excesso por unidade de risco

sistemático. Sharpe (1966) propôs uma medida semelhante à de Treynor (1965), porém relacionando o excesso de retorno por unidade de risco total. Contudo ambas as razões propostas são medidas de desempenho relativo e *ex-ante*. Alternativamente, Jensen (1968) desenvolveu uma medida de desempenho absoluta, traduzida pelo α (alfa) da regressão baseada na versão *ex-post* do CAPM, que ficou conhecida como alfa de Jensen.

Dentre essas três medidas de desempenho, a que mensura e classifica de forma mais adequada o desempenho de carteiras concorrentes é o Índice de Sharpe Generalizado de 1994 porque mede o desempenho baseado no risco idiossincrático (risco total) dos portfólios em análise, em termos da *capital market line* (CML). As medidas de Treynor (1965) e Jensen (1968) são baseadas na *security market line* (SML), medindo o desempenho em relação ao retorno predito pelo risco sistemático. Por este motivo, esta tese desenvolverá a sua análise de desempenho por meio do Índice de Sharpe Generalizado (1994).

Vale ressaltar que o índice de Sharpe (em qualquer das três versões) não é indicado para julgar a inclusão ou exclusão de novos ativos em carteiras que já contenham ativos com risco, haja vista que não leva em consideração a covariância entre os ativos (VARGA, 2001).

2.3.1 Índice de Sharpe

O índice de Treynor e Alfa de Jensen, são baseadas na *security market line* (SML). Elas medem o desempenho em relação ao retorno predito pelo risco sistemático. Já o índice de Sharpe (1966) mede o desempenho baseado no risco total, e não no risco sistemático, em termos da *capital market line* (CML). Por risco total deve-se entender o desvio padrão dos retornos do portfólio sob análise.

Esse índice é calculado pela razão entre o prêmio de risco da carteira e o seu desvio padrão, medindo, dessa forma, o prêmio de risco obtido por unidade de exposição ao risco. O seu valor é igual à inclinação de uma linha reta ligando a posição do fundo à taxa livre de

risco, em um plano onde no eixo dos x encontram-se os valores de desvio padrão (σ_p) dos retornos e no eixo dos y se situam os valores dos retornos dos portfólios (R_p). Um desempenho superior é obtido quando o índice da carteira é maior que o do mercado, em que o índice do mercado é a inclinação da linha do mercado de capitais (CML) (SHARPE; ALEXANDER; BAILEY, 1995). O índice de Sharpe é dado por:

$$S_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p} \quad (29)$$

Onde:

S_p = valor do índice de Sharpe;

R_p = retorno médio da carteira;

R_f = retorno do ativo livre de risco;

σ_p = desvio padrão da carteira;

A CML, que é a base do índice de Sharpe, pode ser inteiramente definida por apenas dois pontos: as coordenadas $x = 0$ e $y = R_f$ e $x = \sigma_m$ e $y = R_m$ onde R_f é o retorno do ativo livre de risco; σ_m é o desvio padrão da carteira de mercado; e R_m é o retorno médio da carteira de mercado. Desta forma, a inclinação da CML é dada pelo quociente de $[(R_m - R_f) / (\sigma_m - 0)]$, que é o mesmo valor calculado para o índice de Sharpe do mercado (BESSA, 2001).

Em termos práticos, o índice de Sharpe “se encaixa na teoria de seleção de carteira, mais especificamente no modelo CAPM, apontando as carteiras ótimas na CML” (VARGA, 2001, p. 229). Em um primeiro estágio da seleção de carteiras, o investidor deve calcular o valor do índice para as várias carteiras disponíveis e desprezar carteiras com valor de índice de Sharpe menor que o do mercado. No segundo estágio, tendo o investidor determinado quais as carteiras ótimas, este deve selecionar aquela que apresenta o maior valor para o índice de Sharpe, haja vista que proporciona a relação risco-retorno mais adequada às suas demandas pessoais (VARGA, 2001). Como no caso do índice de Treynor, as retas de maior inclinação irão tangenciar curvas de indiferença mais altas, sendo as preferidas.

Uma relação interessante, apresentada por Sharpe, Alexander e Bailey (1999), é que o retorno do portfólio pode ser estimado pela relação entre o risco total deste e do mercado (σ_p / σ_m), como mostrado na equação abaixo. É importante notar que os retornos aqui mencionados, assim como no caso do índice de Treynor, referem-se aos prêmios de risco, ou seja, ao excesso de retorno em relação ao ativo sem risco (R_f).

$$R_p = R_f + (R_m - R_f) \frac{\sigma_p}{\sigma_m} \quad (30)$$

O aumento da volatilidade das taxas de juros no mercado americano na década de 70 trouxe perturbação ao índice de Sharpe, já que este considerava em seu denominador o desvio padrão apenas do portfólio. Como o retorno do ativo sem risco, por hipótese, era constante, os valores de desvio padrão calculados a partir dos retornos do portfólio (R_p) seriam iguais aos calculados para o excesso de retorno sobre o ativo sem risco ($R_p - R_f$). Para melhor refletir esta nova realidade, Sharpe lançou uma revisão de seu índice em 1975, na qual o excesso de retorno ($R_p - R_f$) passa a ser descontado não mais pelo desvio padrão do portfólio, mas sim por aquele calculado a partir do excesso de retorno. Dessa forma o índice de Sharpe passa a ser calculado como a seguir:

$$IS = \frac{\bar{R}_p - \bar{R}_f}{\sigma(R_p - R_f)} \quad (31)$$

Onde $\sigma(R_p - R_f)$ é o desvio padrão do excesso de retorno para uma série de tempo.

A sofisticação do mercado fez surgir a partir da década de 1980 no mercado americano a tendência da gestão segmentada e do *asset allocation benchmark*. Neste novo contexto, Sharpe lançou em 1994 uma nova versão de seu índice batizada para o mercado brasileiro, por Brito (1996) como Índice de Sharpe Generalizado (ISG), cuja equação é:

$$ISG = \frac{\text{média}(R_p - R_f)}{\sigma(R_p - R_f)} \quad (32)$$

Onde:

$\text{média}(R_p - R_f)$ = média dos excessos de retorno do portfólio em relação ao ativo livre de risco para um período de tempo;

$\sigma(R_p - R_f)$ = desvio padrão dos excessos de retorno do portfólio em relação ao ativo livre de risco para o mesmo período de tempo.

O ISG apresenta vantagens para a avaliação de gestão segmentada, pois permite uma aferição de desempenho em relação ao objetivo de investimento que se deseja. Para fundos de investimento com estratégia ativa que desejam superar o *benchmark*, por exemplo, ele quantifica o quão distante o gestor está do índice de referência. Esta avaliação pode ser utilizada também para fundos com estratégia passiva, que desejam perseguir o *benchmark*, neste caso, contudo, os menores valores de ISG são os preferidos (BESSA, 2001).

2.3.3.1 Desvantagens do índice de Sharpe

A primeira desvantagem do índice de Sharpe é que o mesmo não leva em consideração a correlação entre os ativos ou carteiras e, portanto, não é indicado quando se deseja avaliar a inclusão ou exclusão de novos ativos em carteiras que já contenham ativos com risco (VARGA, 2001). Quanto maior a correlação entre o ativo que está sendo avaliado e a carteira corrente, maior a importância do índice como indicador para a seleção de um investimento. Porém, se a correlação for muito baixa ou negativa, um ativo com valor baixo de índice de Sharpe pode tornar o valor final do índice de Sharpe de toda a carteira ainda maior. Já um investidor que não tem investimentos com risco deve simplesmente selecionar aquele com maior valor do índice.

O segundo cuidado na utilização do índice de Sharpe decorre de este ser baseado em retorno e risco esperados (*ex-ante*) e retorno não-realizado (*ex-post*). Dada a dificuldade de se obterem valores esperados, muitos praticantes utilizam estatísticas passadas para avaliar o

índice de Sharpe. O resultado pode ser muito ruim, levando eventualmente a um valor negativo do índice, quando o mercado cai. O valor negativo não tem sentido em um modelo de mercado, pois o investidor sempre tem a opção de investir no ativo livre de risco.

O terceiro cuidado é em relação à quantidade de observações de deve ser utilizada na série histórica que será utilizada para o cálculo do retorno e risco esperado. Uma saída para essa dificuldade é tomar o número de observações que proporcionam certo nível de confiança, o que leva a uma certa subjetividade na decisão, haja vista a dificuldade e de estabelecer o que é um número de observações confiável.

Outro problema que também surge na utilização do índice é sua aplicação a ativos que têm volatilidade muito baixa, como é o caso dos fundos de renda fixa. O valor índice de Sharpe deste tipo de ativo tende ao infinito quando o risco tende a zero. Sharpe (1994) dá uma interpretação muito interessante ao índice. Ele o trata como um instrumento de avaliação de uma estratégia de investimento zero, que corresponde ao retorno da arbitragem entre algum *benchmark* e o fundo que está sendo avaliado. Desta forma, o índice tradicional pode ser interpretado como uma arbitragem entre a taxa de juros sem risco e o fundo que está sendo avaliado.

2.4 Eficiência de Carteiras

Desde os trabalhos de Markowitz (1952; 1959) e de Tobin (1958) uma das questões fundamentais em Finanças é saber se uma determinada carteira é mais eficiente do que outras carteiras. Estudos sobre a eficiência de uma carteira têm sido tradicionalmente baseados no modelo CAPM, tanto na versão Sharpe-Lintner, que considera o ativo livre de risco, quanto na versão Black, que não considera este ativo. A maioria dos estudos empíricos envolvendo o CAPM, como o de Shanken (1985), usa regressões *cross-section* para testar a relação linear entre os betas e os retornos esperados (*ex-ante*), considerando a eficiência da carteira de

mercado.

A eficiência de uma carteira tem sido estudada e testada em vários trabalhos acadêmicos, entre eles, Gibbons (1982), Jobson e Korkie (1982), Kandel (1984), Amsler e Schmidt (1985), Shanken (1985 e 1986), Gibbons, Ross e Shaken (1989), Zhou (1991), Nakamura (2001) e Silva e Motta (2002). Gibbons (1982) foi o primeiro a usar a abordagem da estatística multivariada para testar o modelo CAPM. Em seu trabalho, Gibbons (1982) utilizou a metodologia do teste LRT (*likelihood ratio test*) e testou a eficiência do índice CRSP (*Center for Research in Security Prices*) usando a versão Black do CAPM. Os testes resultaram na rejeição da hipótese nula de eficiência da carteira de mercado em três dos quatro subperíodos analisados, entre 1926 e 1975.

Jobson e Korkie (1982) testaram a eficiência do índice CRSP e do *Ibotson bond index* usando a versão Sharpe-Lintner do CAPM. O teste indicou que os índices apresentaram ineficiência significativa em dois dos quatro subperíodos analisados. Shanken (1985), implementando o teste multivariado CSRT (*cross-sectional regression test*) para a versão Black do CAPM, testou a eficiência do índice CRSP. O teste apresentou um resultado similar ao de Gibbons (1982), rejeitando a hipótese de eficiência do índice. Em 1986, Shanken (1986) derivou um nível mínimo (*lower bound*) para a função de distribuição do LRT. Esta técnica possibilitou a aplicação de um teste para a versão Black do CAPM (*zero-beta*) com boas propriedades para amostras pequenas, adicionando a suposição de retornos normais.

Posteriormente, Gibbons, Ross e Shanken (1989) desenvolveram um teste estatístico multivariado baseado na “distribuição F com $T-N-1$ grau de liberdade, onde N é o número de ativos ou carteiras e T é o número de observações da amostra” (NAKAMURA, 2001, p. 74). Este teste foi generalizado para testar a eficiência de uma carteira usando a versão Sharpe-Lintner do CAPM, ficou conhecido como teste de Wald, e é a principal referência para análises de eficiência. Para Hagler e Brito (2007), por meio deste teste, têm-se conclusões

mais apropriadas que as inferências baseadas em conjuntos de estatísticas univariadas.

“Interpretando geometricamente a estatística de Gibbons, Ross e Shanken (1989), podemos entendê-la como sendo baseada na diferença entre os índices de Sharpe da carteira estudada e os da carteira tomada como referência” (NAKAMURA, 2001, p. 74). Desta forma, acredita-se que selecionar ativos que apresentam bons desempenhos de mercado, ou ainda, que apresentam variáveis capazes de indicar que terão um bom desempenho de mercado (direcionadores de valor), podem-se formar carteiras eficientes com esses ativos, tomando-se por base a metodologia de Gibbons, Ross e Shanken (1989).

O detalhamento matemático do teste de Wald pode ser encontrado em Gibbons, Ross e Shanken (1989, p. 1123-1126). Em primeiro lugar, tem-se o pressuposto de que um investidor qualquer pode tomar emprestado ou emprestar qualquer quantia a um retorno igual ao da taxa do ativo livre de risco. Além disso, utiliza-se a versão Sharpe-Lintner do CAPM, a qual considera o ativo livre de risco em sua composição.

Definindo $\mathbf{R}_p$ como um vetor $N \times 1$ do excesso de retorno para N ativos ou para um portfólio, tem-se que para esses N ativos, o excesso de retorno pode ser descrito por meio do modelo de mercado de excesso de retorno, conforme equação 33:

$$R_p = \alpha + \beta \cdot Z_{mt} + \varepsilon_t \quad (33)$$

Sendo que:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (34)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma \quad (35)$$

$$E(Z_{mt}) = \mu_{mt} \quad (36)$$

$$E[(Z_{mt} - \mu_m)^2] = \sigma_m^2 \quad (37)$$

$$Cov(Z_{mt}, \varepsilon_t) = 0 \quad (38)$$

Onde β é o vetor $N \times 1$ dos betas, Z_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado

em um dado instante. Z_{mt} pode ser definido como $(R_m - R_f)$, onde R_m é o retorno da carteira de mercado e R_f é o retorno do ativo livre de risco. O α é vetor que representa o retorno do ativo no intercepto vertical (R_f) e ε é o vetor dos erros.

Aplicando-se a máxima verossimilhança para calcular os estimadores do modelo em uma quantidade T de observações e desenvolvendo-se de acordo com o que é apresentado em Campbell, Lo e MacKinlay (1996, p. 189 – 192), tem-se como resultado que:

$$\hat{\alpha} = \hat{\mu} - \hat{\beta}\hat{\mu}_m \quad (39)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\mu})(Z_{mt} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{t=1}^T (Z_{mt} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (40)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}Z_{mt})(Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}Z_{mt})' \quad (41)$$

Onde

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_t) \quad (42)$$

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_{mt}) \quad (43)$$

As distribuições condicionais são:

$$\hat{\alpha} \sim \mathcal{N} \left(\alpha, \frac{1}{T} \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \Sigma \right) \quad (44)$$

$$\hat{\beta} \sim \mathcal{N} \left(\beta, \frac{1}{T} \left[\frac{1}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \Sigma \right) \quad (45)$$

$$T\hat{\Sigma} \sim \mathcal{W}_N(T - 2, \Sigma) \quad (46)$$

Onde:

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_{mt} - \hat{\mu}_m)^2 \quad (47)$$

A notação $\mathcal{W}_N$ significa uma distribuição de Wishart de uma matriz $N \times N$. Esta distribuição é uma generalização multivariada de uma distribuição qui-quadrado (χ_n^2). Após essas definições, pode-se desenvolver o modelo do teste estatístico de Wald, dado por:

$$W = \hat{\alpha}'[Var(\hat{\alpha})]^{-1}\hat{\alpha} \quad (48)$$

A partir da equação (48), tem-se que:

$$W = \hat{\alpha}' \cdot T \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right]^{-1} \Sigma^{-1} \cdot \hat{\alpha} \quad (49)$$

Aplicando-se o desenvolvimento encontrado em Campbell, Lo e MacKinlay (1996, p. 192 – 196), tem-se que o teste de Wald é dado por:

$$W = \frac{T - N - 1}{N} \left[\frac{\frac{\hat{\mu}_q^2}{\hat{\sigma}_q^2} + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}}{1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}} \right] - 1 \quad (50)$$

Onde o portfólio denotado por q representa o portfólio que está sendo testado, com N ativos *ex post* construído.

O teste de Wald pode ser geometricamente interpretado de acordo com o gráfico a seguir. O valor θ_m , apresentado no gráfico, é a carteira que está na fronteira eficiente de tal forma que a linha que parte da origem, tangencia a fronteira eficiente no ponto dado por esta carteira; e θ_q é a carteira que está sendo testada.

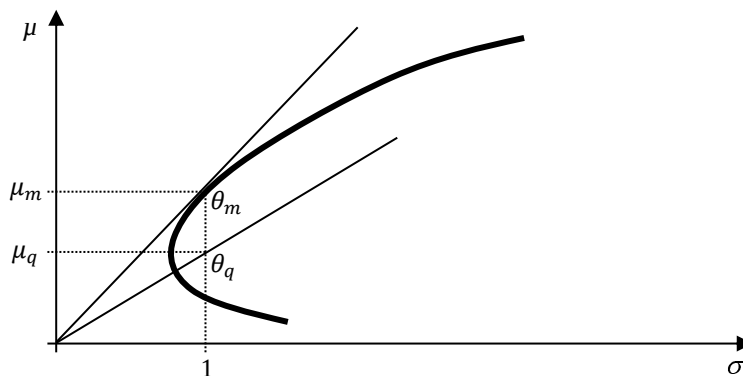


Figura 2 (2): Gráfico da representação geométrica do teste de Wald
FONTE: Hagler e Brito (2006)

Nota-se que, se a carteira que está sendo testada se encontrar na fronteira eficiente de Markowitz (1952), o valor do teste de Wald (W) será igual a zero (ou muito próximo de zero). Os autores utilizaram o teste Wald para testar a eficiência do índice CRSP. Para o período de 1926 a 1982, ao nível de significância de 5%. O teste não rejeitou a hipótese nula de que o CRSP é eficiente, enquanto que para alguns subperíodos de 10 anos, o teste rejeitou hipótese nula de eficiência. Adicionalmente, Gibbons, Ross e Shanken (1989) mostraram que testar a nulidade dos interceptos equivale a testar as diferenças entre razões de Sharpe (*ex-post*).

Utilizando a mesma metodologia de Gibbons, Ross e Shanken (1989), Zhou (1991) testou a eficiência do índice CRSP usando um teste autovalor da versão Black do CAPM. Durante o período de 1926 a 1986 e para a maioria dos subperíodos, ao nível de significância de 5%, o teste rejeita a hipótese nula de que o CRSP é eficiente.

Nakamura (2001) também utilizou uma metodologia semelhante à utilizada por Gibbons, Ross e Shanken (1989) “para avaliar o desempenho da carteira do índice Bovespa, que é o principal índice de mercado utilizado no Brasil do ponto de vista de risco e retorno” (NAKAMURA 2001, p. 70) no período de abril de 1990 a janeiro de 1998. Em seus resultados, o autor verificou “que a carteira teórica do índice Bovespa não se baseia ou se situa muito próxima do denominado conjunto eficiente de Markowitz, havendo, portanto, carteiras melhor formadas do ponto de vista de média-variância” (NAKAMURA 2001, p. 79). Porém, como o próprio autor explica, o valor do índice ISG de 0,2723 leva a não rejeição da hipótese nula de eficiência do índice Bovespa.

Silva e Motta (2002) realizaram o teste do modelo Black do CAPM no mercado de capitais brasileiro. Os autores utilizaram o teste LRT (*likelihood ratio test*) e consideraram o período de 1986 a 2001, dividido em três subperíodos de cinco anos. Os resultados de Silva e Motta (2002) não rejeitaram a hipótese de eficiência dos índices que testaram (o Ibovespa e um índice de ações igualmente ponderado) com o modelo CAPM *zero-beta*, de 1996 a 2001.

Mostraram, também, que o Ibovespa foi o que melhor explicou os dados. Araújo, Fajardo e Tavani (2006) testaram o Ibovespa e um índice cuja carteira rende o equivalente ao PIB. Como o PIB é resultado de todos os fatores em atividade na economia, essa carteira constituiria uma ampla e legítima aproximação da carteira de mercado. Baseados no CAPM e no CAPM *zero-beta*, apenas não rejeitaram a eficiência em média e variância do Ibovespa, ou a validade do CAPM *zero-beta*, no período de 1991 a 2002. Hagler e Brito (2007) encontraram que entre 1998 e 2003, com o CAPM como base, o IBrX-50 foi eficiente quando os retornos eram separados pelos betas, mas ineficientes quando a ordenação das carteiras era por setor. Quanto aos resultados para o CAPM *zero-beta*, não encontraram índices eficientes.

Contrariando a utilização dos testes, Roll (1977) argumentou que, como não é possível conhecer todas as oportunidades de investimento, não há como testar a eficiência de uma carteira em relação a todas as possibilidades e, equivalentemente, não há como testar o CAPM. Na tentativa de corrigir esta impossibilidade, Stambaugh (1982) testou o CAPM expandindo a *proxy* da carteira de mercado. Adicionou às ações norte-americanas, títulos públicos e privados, investimentos imobiliários e outros ativos duráveis. Entretanto, o autor encontrou que testes do CAPM não são sensíveis às expansões da *proxy* para além das ações, haja vista que a volatilidade dos retornos de mercado expandidos foi dominada pela volatilidade dos retornos das ações. Então, reconhecendo a impossibilidade de se conhecer todos os ativos existentes, a análise deste estudo se restringirá às ações dos mercados: chileno, argentino, mexicano e brasileiro, seguindo as evidências apresentadas em Stambaugh (1982).

Gibbons (1982), Shanken (1986) e Gibbons, Ross e Shanken (1989) formam a base literária e metodológica do teste de eficiência em média e variância, enquanto que Nakamura (2001), Silva e Motta (2002), Araújo, Fajardo e Tavani (2006) e Hagler e Brito (2007) compõem o referencial teórico aplicado ao mercado brasileiro, pois, representam os raros esforços de comparações de índices brasileiros através da metodologia desenvolvida por

Gibbons (1982), Shanken (1986) e Gibbons, Ross e Shanken (1989).

2.5 Direcionadores de Valor

Paula Leite e Sanvicente (1990, p. 30) iniciam a conclusão de seu trabalho afirmando que se costuma

atribuir a Janus – o deus romano de duas faces – a proteção dos administradores. A tradição nos ensina que as duas faces do deus representavam a sua sabedoria: pelo conhecimento do passado, ele antecipava o futuro. As previsões do futuro consistem na própria base da atividade profissional dos administradores em geral e dos analistas financeiros em particular, e tentar fugir do arriscado exercício da previsão não enriquecerá essas profissões. Os talentos requeridos para a área de Finanças necessariamente incluem a sensibilidade e a técnica da análise do passado para fundamentar a intuição e a técnica da previsão. Sob esse enfoque, a comparação entre cotações de mercado e valores patrimoniais contábeis das ações representa uma fuga do raciocínio projetante e uma super-simplificação grosseira da teoria do valor.

Conforme Van Horne (1995), para as empresas de capital aberto, o conceito de valor é representado pelo preço da companhia no mercado de ações. Sobre o preço de ações, Sanvicente (1977, p. 26) afirmou que:

O preço das ações de uma empresa representa a avaliação da empresa pelos agentes de mercado. Leva em conta, tanto os lucros correntes, como os lucros futuros por ação, sua distribuição no tempo, suas implicações fiscais e tributárias. A política de dividendos da empresa e diversos outros fatores. O preço de mercado representa um índice de desempenho ou progresso da empresa; denota a atuação em face dos interesses dos acionistas.

Como “o preço de mercado representa um índice de desempenho ou progresso da empresa”, faz-se necessário estudar a relação entre variáveis capazes de exercer influência no desempenho dos títulos das empresas. Um dos primeiros trabalhos que se propôs a estudar a relação de direcionadores de valor e o desempenho de títulos foi o trabalho de Ball e Brown em 1968. Segundo os próprios autores, o trabalho deles “é, talvez, a primeira tentativa de avaliar empiricamente a importância relativa dos lucros anuais nos preços das ações”⁸ (BALL; BROWN, 1968, p. 176).

No início do trabalho, os autores afirmam que “a limitação de uma abordagem

⁸ *ours is perhaps the first attempt to assess empirically the relative importance of the annual income number in the stock prices* (BALL; BROWN, 1968, p. 176)

completamente analítica para utilidade [das práticas contábeis] é ilustrada com o argumento de que os números dos rendimentos anuais não podem ser definidos substantivamente, que eles não têm ‘sentido’ e, portanto, são de utilidade duvidosa” (BALL; BROWN, 1968, p. 159).

Na sequência de seus argumentos, Ball e Brown (1968) resgatam os trabalhos de Fama (1965), Samuelson (1965), Fama e Blume (1966) e Jensen (1968) para afirmar que desenvolvimentos recentes na teoria do Mercado de Capitais apresentam uma justificativa para utilizar o comportamento dos preços dos ativos como um teste da utilidade das práticas contábeis. Segundo os mesmos autores, vários outros sustentam a proposição de que os mercados de capitais são ao mesmo tempo eficientes e imparciais. Se a informação é útil para a formação dos preços dos ativos de capital, então o mercado irá ajustar os preços para esta informação, de forma rápida e sem deixar qualquer possibilidade de ganho anormal⁹.

Para corroborar esta ideia, que hoje é conhecida como Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), Ball e Brown (1968, p.161) afirmaram que “uma revisão da observação dos preços das ações associadas à divulgação do relatório de renda anual poderia, assim, provar que a informação refletida nos números de renda é útil”. Então, baseado na HME, Ball e Brown (1968) construíram um modelo para analisar a influência de informações sobre a receita da empresa (*income reports*) e anúncios publicados pelo *The Wall Street Journal* (*report announcement*), nos preços das ações.

Os resultados demonstraram que as informações contidas na receita anual da empresa influenciam diretamente os preços das ações. Já os anúncios do *The Wall Street Journal* são, apenas, uma das várias informações disponíveis aos investidores. Esta conclusão é consequência do alto valor da significância desta variável no modelo, o que a torna não

⁹ *Recent developments in capital theory provide justification for selecting the behavior of security prices as an operational test of usefulness. An impressive body of theory supports the proposition that capital markets are both efficient and unbiased in that if information is useful in forming capital asset prices, then the market will adjust asset prices to that information quickly and without leaving any opportunity for further abnormal gain* (BALL; BROWN, 1968, p. 160).

significativa. Complementando a reflexão dos resultados, os autores afirmam que o impacto de uma nova informação sobre um ativo individual pode ser mensurado através de seus retornos residuais. A diferença entre o retorno realizado e o retorno esperado é aceito, segundo Ball e Brown (1968), como um indicativo do valor da nova informação, iniciando, assim, as discussões sobre variáveis que influenciam o preço (ou o valor) das ações.

Como sugestão para estudos futuros, Ball e Brown (1968) afirmam que seu trabalho estimula, por exemplo, mais estudos que têm como foco a identificação dos meios de comunicação pelos quais o mercado poderá antecipar os resultados líquidos das empresas. Ou ainda, “a relação entre a magnitude da mudança de rendimento inesperado e o reajuste associado aos preços dos ativos também pode ser investigado” (BALL; BROWN, 1968, p. 177).

Segundo os autores, esta investigação pode oferecer um diferente meio de medida do valor da informação a respeito de mudanças de resultados além de, “fornecer *insights* sobre a natureza estatística do processo de renda, um processo pouco compreendido, mas de grande interesse para os pesquisadores da área contábil” (BALL; BROWN, 1968, p. 177).

Por influência de Ball e Brown (1968), vários trabalhos procuraram detectar a relação entre receitas anuais e o retorno das ações. Hopwood e McKeown (1985) e Hoskin, Hughes e Ricks (1986) concluíram que receitas não possuem uma grande influência no retorno de ações. Ao contrário destes, Swaminathan e Weintrop (1991), Rees e Sivaramakrishnan (2001), Ertmur, Livnat e Martikainen (2003), Court e Loch (1999), Liu, Nissim e Thomaz (2000) e Jegadesh e Livnat (2004) concluíram que receitas têm poder de explicação sobre o retorno de ações melhor do que os lucros. Estes estudos verificaram respostas favoráveis entre receitas e retorno de ação para empresas com diferentes perfis:

- ciclo de vida: Ertmur, Livnat e Martikainen (2003), destacaram que o poder de explicação das receitas nos retornos da ação é maior em empresas que estão em fase

de crescimento;

- empresas com prejuízos: Hayn (1995) constatou que em empresas com prejuízo o poder de explicação das receitas é maior que o de lucros;
- lucros: Kama (2004) mostrou que a capacidade de receitas, como direcionador de valor, para explicar variações no preço das ações é maior que o lucro e afirmou que este é fraco indicador de lucros futuros¹⁰. Segundo Kama (2004, p. 1), “As receitas podem ter uma influência incremental além dos lucros nos retornos das ações porque geram lucros correntes e fluxos de caixa, além de servirem como uma *proxy* para o desempenho futuro”.

Um estudo mais recente, realizado por Jegadesh e Livnat (2004, p. 1), examinou “a relação entre as receitas inesperadas e retornos presentes e futuros”. Em paralelo a este estudo, Jegadesh e Livnat (2004, p. 7) também examinaram “como os analistas revisam suas previsões em resposta às receitas inesperadas e se eles incorporam essas informações em suas revisões”.

Foram estudadas 10.729 empresas da bolsa de valores de Nova York, entre 1974 e 2003. Um dos resultados apresentado é que a “receita inesperada do trimestre imediatamente anterior é positiva e significativamente associada ao ganho inesperado atual. Portanto, a receita inesperada do trimestre anterior pode ajudar a prever o crescimento dos lucros futuros” (JEGADESH; LIVNAT, 2004, p. 12). Como resultado final, a análise sugeriu receitas e margens de lucro como os dois direcionadores de valor principais e apresentou um impacto dos lucros duas vezes maior do que o impacto das receitas sobre o retorno de ações. Além disso, neste estudo foi indicado que margens de lucros inesperadas estão positivamente relacionados com retornos acima da média.

¹⁰ Overall, this study has important implications for financial management and for financial statement users, in that it highlights the important role played by revenues as a proxy for future cash flows in contexts in which current earnings are a weak indicator of future earnings (KAMA, 2004, p. 7).

No entanto, este estudo mostrou ainda que, como outros estudos levantados, empresas que possuem altos investimentos em P&D, alta concentração de lucros negativos, apresentaram em receitas um maior poder de explicação do retorno da ação.

Com relação à revisão das previsões dos analistas de mercado, Jegadeesh e Livnat (2004, p. 22) a definem como “a diferença entre as previsões de ganhos antes e depois do anúncio dos lucros divididos pelos preços no último dia do quarto trimestre, imediatamente anterior ao anúncio”.

Os resultados indicam que os analistas antecipam os efeitos de receitas e margens de lucros inesperadas e que estes efeitos no crescimento do lucro futuro são temporários. Eles também esperam que estas variáveis tenham um efeito sazonal nos crescimentos de lucros futuros.

Entre os pesquisadores que estudam variáveis econômico-financeiras e o retorno das ações, existem os que se concentraram nos fluxos de caixa correntes e EVA[®]. Dado que uma mudança no valor de uma empresa é originada pela mudança dos fluxos de caixa futuros, parte do fluxo de caixa futuro pode ser influenciada pelos fluxos de caixa corrente, sendo estes últimos, influenciadores do preço das ações.

Ali e Pope (1995) encontraram um alto poder de explicação do retorno das ações pelos fluxos de caixa correntes. Cheng, Hopwood e Mckeown (1996) destacaram em seu estudo que os fluxos de caixa correntes são bastante úteis em análises onde os valores contábeis não são tão confiáveis. Hall (1999) e Grant (1997) estudaram a relação entre o EVA[®] e o valor da ação e evidenciaram que o valor de mercado de uma companhia está mais correlacionado com o valor de seu EVA[®].

Em um estudo diferente, Akalu (2002) pesquisou o grau de influência dos direcionadores de valor no fluxo de caixa das empresas. Segundo o autor, “análise da força de drivers de valor é crucial para entender sua influência no processo de geração de fluxo de

caixa livre” (AKALU, 2002, p. 3). Como método de análise, Akalu (2002) utilizou os fluxos de caixa correntes e passados e direcionadores de valor defasados. Estudou 22 indústrias holandesas que, juntas, representavam 53% da força de trabalho industrial e 11% da força total de trabalho daquele país, no período de janeiro de 1994 a dezembro de 1999.

Os resultados demonstraram que os direcionadores que mais influenciam seus fluxos de caixa são: os impostos sobre vendas, investimento em capital de giro, investimentos em ativos fixos e a capitalização do mercado, apresentando assim possíveis direcionadores para o preço das ações.

Em outro trabalho, Hall (2002) mostrou quais variáveis mais contribuíam para o EVA[®] das companhias. Este estudo apresentou como resultado que, inicialmente, direcionadores de valor ligados a margens de lucro possuíam maior influência na geração de EVA[®]. Porém, quanto mais estável se torna a companhia, menos importância para a geração de valor esta variável passa a ter.

Outros estudos sobre variáveis econômico-financeiras e o retorno das ações focaram nos múltiplos como direcionadores de valor. Um estudo amplo de Fama e French (1992, p. 428), “avaliou a influência conjunta do β de mercado, tamanho da firma, P/L, alavancagem financeira e *book-to-market equity* (VP/VM) em uma análise do retorno *cross-section* nas ações da NYSE, AMEX, e NASDAQ”. O estudo foi realizado com empresas norte-americanas, no período de 1941 a 1990. Suas conclusões foram de que as variáveis que mais explicam o retorno das ações eram: positivamente, o múltiplo valor patrimonial/preço e, negativamente, a variável valor de mercado das ações da empresa.

Variáveis como tamanho, L/P e VP/VM são versões dos valores das ações das empresas. Estas variáveis podem ser consideradas como diferentes formas de se extrair informações para se precificar os papéis nos retornos transversais esperados. O principal resultado é que, para o período 1963-1990, o tamanho e o *book-to-market equity* captam a

variação transversal dos retornos médios dos papéis associada com o tamanho, L/P, o *book-to-market equity*, e a alavancagem. Ademais, Fama e French (1992, p. 464) afirmam que eles “são forçados a concluir que o modelo SLB não descreve os últimos 50 anos dos retornos médios das ações”, o que fortalece a necessidade de se investigar variáveis capazes de descrever o retorno das ações e, conseqüentemente, o desempenho dessas ações de seus portfólios.

Kothari, Shanken e Sloan (1995) observaram que os resultados de Fama e French (1992) foram influenciados pelo viés de sobrevivência, principalmente antes de 1978, encontrado no banco de dados utilizados por esses últimos autores para extrair as informações contábeis, o *Compustat*. Esse viés acontece quando um banco de dados inclui em seus arquivos apenas as empresas que existiram durante todo o período considerado, não levando em conta as que foram à falência antes do final do período. Ao refazerem o estudo, os autores concluíram que as variáveis fundamentalistas, principalmente o índice valor patrimonial da ação/preço, não apresentavam uma relação muito significativa com os retornos esperados das ações.

Barbee, Mukherji e Raines (1996, p. 57), analisando o mercado americano durante o período de 1979 a 1991, sugeriram que o índice vendas/preço é um indicador mais confiável na avaliação de uma empresa e de suas ações do que os índices lucro por ação/preço e valor patrimonial da ação/preço. Segundo esses autores, as variáveis baseadas no lucro têm um valor limitado para a previsão do retorno das ações, isso porque os lucros estão sujeitos a influências transitórias que diminuem sua confiança de prever lucros futuros no longo prazo.

Amihud e Mendelson (1986a; 1986b), estudaram o efeito da variável liquidez nos retornos das ações. Segundo os autores, a falta de liquidez pode ser medida através dos custos incorridos pela execução de uma ordem de compra ou venda de um determinado ativo. Dessa forma, uma medida da falta de liquidez seria o *spread* (diferença entre o preço de compra e de

venda).

No estudo de Amihud e Mendelson (1986b) os investidores avaliariam os ativos através de seus retornos líquidos de custos de transação. Assim, os investidores deveriam requerer um maior retorno esperado de ações com maior *spread* para compensar os custos mais altos de transação.

Os autores ainda analisaram a influência das variáveis valor de mercado, beta e *spread* no retorno esperado das ações negociadas na NYSE (*New York Stock Exchange*) para o período de 1960 a 1979 e concluíram que a variável *spread* tem um efeito positivo e altamente significativo nos retornos das ações. Dessa forma, Amihud e Mendelson (1986a; 1986b) concluíram que o efeito da variável *spread* não significa uma anomalia do efeito tamanho ou uma indicação de ineficiência de mercado.

No Brasil, seguindo a metodologia de Amihud e Mendelson (1986a; 1986b), Machado (2009) desenvolveu uma pesquisa para analisar se existe o prêmio de liquidez no mercado acionário brasileiro e se esta liquidez explica parte das variações dos retornos das ações no mercado brasileiro. Como método de investigação, Machado (2009) utilizou a regressão em séries de tempo, o que permitiu verificar se o retorno das ações é explicado pelo fator de risco associado ao mercado (β), pelos modelos de três e quatro fatores de Fama e French (1993) e Carhart (1997), respectivamente, e pela liquidez como sugerido por Amihud e Mendelson (1986a e 1986b).

De acordo com os resultados do estudo, Machado (2009) verificou que a inclusão dos fatores tamanho e BM no CAPM, mostrou-se significativa na maioria das carteiras e melhorou o poder explicativo do retorno de todas as carteiras.

Além desses resultados, Machado (2009) constatou que a inclusão do fator momento no modelo de três fatores se mostrou significativa em todas as carteiras analisadas e melhorou o poder explicativo do retorno das carteiras em 1,5%, em média. Por fim, o autor notou que a

inclusão da liquidez no modelo de quatro fatores se mostrou significativa na maioria das carteiras e melhorou a explicação do retorno das carteiras analisadas em 1,7%, em média.

Os resultados revelaram uma superioridade do modelo de cinco fatores em relação ao modelo de quatro fatores, em 18 das 24 carteiras analisadas, e em todas as carteiras em relação ao modelo de três fatores e CAPM, conforme teste de Wald. Observou-se, ainda, que as carteiras cujos fatores de liquidez não eram significativos foram formadas por ações de alta liquidez, sugerindo evidências de que o fator liquidez é consideravelmente maior para as carteiras formadas por ações de baixa liquidez (MACHADO; MEDEIROS, 2011).

Paula Leite e Sanvicente (1990) estudaram a relação de múltiplos de avaliação e o retorno das ações no país. A hipótese nula de Paula Leite e Sanvicente (1990, p. 22) “indicaria a inexistência de ‘conteúdo informacional’, pois corresponde a retorno extraordinário igual, com e sem informação. A rejeição da hipótese nula é que nos levaria a supor que o evento possa ter um impacto significativo”. O estudo constatou que, dentre os múltiplos, os únicos que apresentaram poder explicativo sobre o retorno da ação foram: preço/lucro por ação, apresentando uma relação negativa, e vendas/preço, apresentando uma relação positiva.

Os resultados obtidos mostraram duas coisas. Em primeiro lugar, e diretamente, que o valor patrimonial efetivamente não possui conteúdo informacional significativo em nosso mercado. Em segundo lugar, e como consequência do primeiro resultado, que a defesa desse indicador irrelevante de valor, no sentido econômico, não é sequer justificada pelos dados a respeito do comportamento de nosso mercado. Esse resultado é tranquilizador, porque mostra, efetivamente, a não utilização prática de um indicador baseado em “ilusão financeira”, pelos participantes do mercado (PAULA LEITE; SANVICENTE, 1990, p. 30-31).

Costa Jr. e Neves (2000) estudaram a influência de variáveis fundamentalistas (índice preço/ lucro, valor de mercado, valor patrimonial da ação/preço e o beta) nos retornos das ações. O trabalho foi realizado com empresas negociadas na Bovespa para o período de 1987 a 1996. As conclusões foram: uma relação negativa com o índice preço/lucro e valor de mercado e uma relação positiva com a rentabilidade e o índice valor patrimonial da ação/preço.

Os coeficientes negativos do índice preço/lucro e do valor de mercado obtidos nesse estudo confirmam os resultados de Paula Leite e Sanvicente (1990) e Hazzan (1991) para o mercado brasileiro. No trabalho de Hazzan (1991) carteiras compostas de ações de baixo índice preço/lucro tendem a proporcionar melhor desempenho do que as de preço/lucro alto, mesmo após ajustadas ao risco.

Contudo, embora as variáveis fundamentalistas analisadas no trabalho de Costa Jr. e Neves (2000) tenham influência nas explicações das variações das rentabilidades médias das ações, o beta é fortemente representativo, sendo a variável que mais se destacou nessa explicação. Assim, baseados nos testes realizados, os autores afirmaram que o CAPM está mal especificado, devido à possibilidade de inclusão de outros fatores no comportamento dos retornos dos ativos, além do beta.

Nagano, Merlo e Silva (2003) realizaram um estudo para verificar se outras variáveis fundamentalistas, além do β do ativo, são importantes na explicação das variações nas rentabilidades dos ativos. No estudo, eles avaliaram todas as ações de empresas não financeiras (55 ações) que compuseram a carteira do Ibovespa entre maio de 1995 e maio de 2000. Foram analisadas, com relação ao retorno da ação, as variáveis: β do ativo; ativo total / valor patrimonial; ativo total / valor de mercado; dividendos / preço; fluxo de caixa / preço; índice de liquidez em bolsa; valor de mercado da empresa; valor patrimonial / preço; lucro / preço; e vendas / preço.

A metodologia de Nagano, Merlo e Silva (2003) foi inspirada naquela que foi utilizada por Fama e French (1992) a qual “consiste na aplicação de técnicas de regressão linear simples e múltipla em uma abordagem *cross-section*” (NAGANO; MERLO; SILVA, 2003, p. 18). Os resultados desta análise mostraram que valor de mercado, valor patrimonial / preço, lucro / preço, beta e vendas / preço apresentavam relação com o retorno da ação. Porém estas variáveis apresentaram baixa aderência com o retorno da ação.

Mais recentemente, Pasin (2004) estudou 1318 empresas nas principais bolsas de valores do mundo (Canadá, EUA, México, Brasil, Reino Unido, Europa Continental e Japão) e 611 de sete países latino americanos. O objetivo da pesquisa de Pasin (2004) foi desenvolver um modelo de estimação relativa baseada em direcionadores contábeis de valor das empresas não financeiras negociadas nas principais bolsas de valores.

Através de regressão múltipla, foram pesquisados quais direcionadores apresentavam maior relação com o valor das empresas. Em termos gerais, os resultados apontam que o valor da empresa está fortemente correlacionado com o EBITDA e com o ativo total. Na sequência, aparecem as variáveis: patrimônio líquido, receita bruta, lucro bruto, lucro operacional e lucro líquido.

De forma geral, percebe-se que pesquisas têm encontrado uma relação significativa entre variáveis econômico-financeiras (direcionadores de valor) e o retorno das ações, principalmente os componentes do fluxo de caixa como: margem, receitas, alíquotas de impostos, investimentos em ativos e custo de capital. Um ponto comum dentre os estudos pesquisados é a técnica utilizada para a realização das análises, a Análise de Regressão Múltipla. Em todos esses estudos, os pesquisadores buscaram, de uma forma ou de outra, variáveis capazes de predizer se a empresa terá ou não um bom desempenho de mercado, mesmo que, em várias dessas pesquisas a expressão “desempenho de mercado” não estivesse explícita. Porém, em nenhum desses estudos os pesquisadores buscaram um modelo para formar carteiras por meio de direcionadores de valor.

3 Modelo Proposto

O modelo baseia-se em hierarquizar os ativos por meio de seus direcionadores de valor e escolher os ativos que farão parte da carteira um a um, em ordem decrescente, até que o risco da carteira se estabilize. O risco da carteira é admitido estável quando a relação entre o risco do portfólio com n ativos e o risco do portfólio com $n - 1$ ativos é igual a $1 +$ ou $- 0,05$, em uma série de, pelo menos, 10 observações. Este método de analisar a estabilização do risco da carteira é diferente do método adotado por Evans e Archer (1968), Statman (1987), Cereta e Costa Jr. (2000) e Sanvicente e Bellato (2004).

Evans e Archer (1968) executaram dois testes para determinar a redução do risco não sistemático, os quais foram replicados por Cereta e Costa Jr. (2000): testes t em sucessivas médias de desvios-padrão, que indicam em média a significância de sucessivos aumentos nos tamanhos dos portfólios; e testes F em sucessivos desvios-padrão comparados à média dos desvios-padrão, que indicam a convergência de observações individuais em valores médios.

Sanvicente e Bellato (2004) utilizaram o mesmo método de Statman (1987). Nessas pesquisas os autores selecionaram de 1 a n ativos de forma aleatória para compor de 1 a n carteiras de investimentos, calcularam seus respectivos desvios-padrão, e compararam os benefícios da diversificação com carteiras de 50 e 500 ativos, respectivamente, com níveis de risco semelhantes. Para variar os riscos das carteiras de 50 e 500 ativos, os autores utilizaram o ativo livre de risco em suas composições.

Reconhece-se a importância, a relevância e a robustez dos métodos utilizados por essas pesquisas. No entanto, pelo fato desses métodos serem mais complexos do que uma simples relação entre o risco do portfólio com n ativos e o risco do portfólio com $n - 1$ ativos, que causa o mesmo efeito na análise, este modelo adotou a segunda opção.

O peso dado a cada ativo em cada uma das carteiras varia de acordo com a quantidade de ativos que a carteira tiver. Se a carteira for formada por apenas um ativo, o peso deste ativo

é 100%. Para portfólios formados por mais de um ativo, somam-se as notas que cada um dos ativos obtém na hierarquização e o peso de cada ativo será a razão entre a sua nota individual e a soma das notas dos ativos.

Agora, explica-se o modelo de forma detalhada. Dados vários ativos de uma determinada bolsa de valores, cada um desses apresenta valores específicos de direcionadores de valor, que podem, por exemplo, ser: indicadores financeiros; múltiplos de mercado; o Q de Tobin; ou indicadores não financeiros. Todos esses direcionadores de valor serão nomeados como D_i .

Cada direcionador de valor apresenta um grau de importância (peso) com relação à capacidade de indicar a geração de valor dos ativos. Baseado nisso, faz-se uma soma ponderada dos valores obtidos (ou calculados, como é o caso do Q de Tobin) de cada direcionador de valor pelo seu peso. Após essa soma ponderada, hierarquizam-se os ativos, com base nos resultados das somas ponderadas. Na sequência, tomam-se os ativos para formar a carteira, um a um, até que o risco da carteira se estabilize.

A Tabela 1, a seguir, ilustra o modelo proposto, que será detalhado em sua forma matemática posteriormente.

Tabela 1 (3): Ilustração do modelo proposto

Dir. Valor	Peso	Ativo 1	Ativo 2	Ativo 3	Ativo 4	...	Ativo i
D_1	W_1	Valor D_1 At ₁	Valor D_1 At ₂	Valor D_1 At ₃	Valor D_1 At ₄	...	Valor D_1 At _i
D_2	W_2	Valor D_2 At ₁	Valor D_2 At ₂	Valor D_2 At ₃	Valor D_2 At ₄	...	Valor D_2 At _i
D_3	W_3	Valor D_3 At ₁	Valor D_3 At ₂	Valor D_3 At ₃	Valor D_3 At ₄	...	Valor D_3 At _i
D_4	W_4	Valor D_3 At ₁	Valor D_3 At ₂	Valor D_3 At ₃	Valor D_3 At ₄	...	Valor D_3 At _i
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$
D_i	W_i	Valor D_i At ₁	Valor D_i At ₂	Valor D_i At ₃	Valor D_i At ₄	...	Valor D_i At _i
Soma Ponderada (SP)		SP At₁	SP At₂	SP At₃	SP At₄	...	SP At_i

Fonte: Elaborada pelo autor.

Onde:

D_i = Direcionadores de valor;

W_i = Peso de cada direcionador de valor;

Valor $D_i At_i$ = Valor de cada direcionador de valor i em cada ativo i ;

SP At_i = Soma ponderada, dada pela soma dos produtos dos W_i pelos **Valor $D_i At_i$** .

Desta forma, a carteira será formada por todos os ativos que estabilizarem o risco. Observa-se que este modelo não propõe uma quantidade específica de ativos para compor o portfólio. O objetivo é montar uma carteira com base em uma série histórica de ativos, a qual poderá ser desfeita e refeita, sempre que o investidor desejar.

A primeira etapa deste modelo é decidir quais direcionadores de valor deverão ser utilizados. A escolha dos direcionadores pode levar em conta a opinião de especialistas, a *expertise* do analista ou utilizar um modelo matemático de causa e efeito, como é o caso de uma Regressão Logística, um modelo Probit ou um modelo Multinomial Logit para se verificar quais direcionadores de valor apresentam maior influência no retorno (ou no preço) dos ativos, por exemplo.

A utilização do preço dos ativos é baseada nas assertivas de Van Horne (1995) e de Sanvicente (1977). Para Van Horne (1995), o conceito de valor das empresas de capital aberto é representado pelo preço da companhia no mercado de ações. Sobre o preço de ações, Sanvicente (1977, p. 26) afirmou que:

O preço das ações de uma empresa representa a avaliação da empresa pelos agentes de mercado. Leva em conta, tanto os lucros correntes, como os lucros futuros por ação, sua distribuição no tempo, suas implicações fiscais e tributárias. A política de dividendos da empresa e diversos outros fatores. O preço de mercado representa um índice de desempenho ou progresso da empresa; denota a atuação em face dos interesses dos acionistas.

Para esse modelo, foram escolhidos direcionadores de valor financeiros, da seguinte forma: em primeiro lugar, fez-se uma pesquisa dos trabalhos a respeito variáveis que influenciam o preço das ações. O Quadro 1, a seguir, apresenta uma síntese desses trabalhos.

Direcionador	Trabalho	Objetivo	Método
Margem de lucro <i>Income Reports</i>	Ball e Brown (1968)	Margem de lucros inesperadas e Retornos acima da média nas ações	Regressão Linear
	Black (1998)	Margem de lucros e Retornos das ações	
	Gul, Leung e Srinidhi (2000)		
	Charitou, Clubb e Andreou (2001)		
Margem bruta	Easton e Harris (1991)	Lucros e Retornos das ações	Regressão Múltipla
	Pasin (2004)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
	Collins e Kotari (1994)	Lucros e Retornos das ações	Regressão Múltipla
Margem de Lucro Operacional	Hall (2002)	Direcionadores de valor e EVA	Regressão Múltipla
Receita Líquida	Court e Loch (1999)	Receitas e retorno das ações	Regressão Múltipla
	Rees e Sivaramakrishnan (2001)	Receitas e retorno das ações	Regressão Múltipla
	Ertimur, Livnat e Martikainen (2003)	Receitas e retorno das ações	Regressão Múltipla
	Paula Leite e Sanvicente (1990)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
	Liu, Nissim e Thomaz (2000)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
Receitas e Lucros	Jegadesh e Livnat (2004)	Lucros e Receitas e Retornos das ações	Regressão Múltipla
	Kama (2004)	Lucros e Receitas e Retornos das ações	Correlação e Regressão Múltipla
Valor Patrimonial/Valor de Mercado, Beta, Tamanho, Alavancagem, Preço/Lucro	Fama e French (1992)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
	Costa Junior e Neves (2000)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
Valor Patrimonial/Valor de Mercado, Preço/Lucro, Vendas/Preço e Beta	Nagano, Merlo e Silva (2003)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
	Paula Leite e Sanvicente (1990)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla

Quadro 1: síntese dos trabalhos sobre a relação entre direcionadores de valor e o preço da ação

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em segundo lugar, analisou cada um dos trabalhos para verificar as variáveis mais importantes. Observando-se o Quadro 1, verifica-se uma forte incidência da variável Lucro nos estudos. Além do Lucro, deve-se considerar a importância do Beta dos ativos, introduzido na teoria financeira a partir do trabalho de Sharpe (1964) e da Alavancagem Financeira, estudada por Fama e French (1992).

Além dos indicadores testados nesses trabalhos, vale ressaltar a importância e a

relevância do Q de Tobin. O Q de Tobin é definido como a razão entre o *Market Equity* e o valor de reposição dos ativos físicos de uma determinada companhia. Elaborado por Tobin (1969), este quociente representa o desembolso teórico para se adquirir novamente os bens operacionais da companhia. Se o valor do Q de Tobin > 1 , as empresas estão gerando valor, visto que o valor do capital a ser investido excederá o seu custo (LINDENBERG; ROSS, 1981).

Desta forma, escolheram-se os seguintes direcionadores de valor: Q de Tobin, Beta, Alavancagem Financeira, Preço/Lucro, Preço/Vendas. O Q de Tobin substituiu a razão Valor Patrimonial/Valor de Mercado, a razão Preço/Lucro substituiu o lucro, pelo fato de ser uma medida amplamente utilizada no mercado de capitais brasileiro e a razão preço/vendas foi escolhida em virtude dos resultados obtidos por Nagano, Merlo e Silva (2003) e Paula Leite e Sanvicente (1990).

Como dito anteriormente, o Q de Tobin pode ser conceituado como a relação entre o valor de mercado de uma empresa e o valor de reposição de seus ativos físicos (REINHART, 1977). A ideia do modelo teórico de Tobin (1969) é calcular o valor necessário para adquirir, novamente, todos os ativos que a empresa possui. Desta forma, como se está analisando o valor para compra de ativos, faz-se necessário incluir no valor de mercado das ações o valor do capital de terceiro que a empresa necessitou contrair para investir em ativos físicos.

Desta forma, o Q de Tobin é calculado de acordo com a seguinte equação:

$$Q = \frac{VME + VMD}{VRA} \quad (51)$$

Onde:

VME = valor de mercado das ações da empresa;

VMD = valor de mercado das dívidas;

VRA = valor de reposição dos ativos da companhia.

O problema do modelo teórico do Q de Tobin é a determinação do valor da dívida da

empresa e do valor de reposição dos ativos, haja vista que se devem utilizar os valores justos e não os valores contábeis. O trabalho de Lindenberg e Ross (1981) apresenta um método para calcular o valor do Q de Tobin teórico por meio de dados disponíveis em bancos de dados, tais como o CRSP e o Economática. Após o trabalho de Lindenberg e Ross (1981), vieram os trabalhos de Lewellen e Badrinath (1997) e Lee e Tompkins (1999). O objetivo geral desses trabalhos foi estimar cada um dos parâmetros do modelo teórico de Tobin (1969) de tal forma que permitisse o uso de dados disponíveis no mercado de capitais.

Outro estudo que se destacou foi o de Chung e Pruitt (1994). O modelo proposto por esses autores calcula o Q de Tobin de forma aproximada, por meio da equação a seguir:

$$Q = \frac{VMA + D}{AT} \quad (52)$$

Onde:

VMA = valor de mercado das ações da empresa;

D = valor da dívida da empresa;

AT = valor do ativo total da companhia, avaliado pelo seu valor contábil.

Para o cálculo do valor da dívida da empresa (D), utiliza-se a seguinte expressão:

$$D = VCP_{cp} - VCR_{cp} + VC_{est} + VCD_{lp} \quad (53)$$

Onde:

VCP_{cp} = valor contábil da dívida de curto prazo;

VCR_{cp} = valor contábil dos recursos atuais;

VC_{est} = valor contábil dos estoques;

VCD_{lp} = valor contábil das dívidas de longo prazo.

Com esta solução, o modelo passou a empregar dados contábeis, além do VMA que é facilmente obtido em qualquer banco de dados de mercados de capitais. Desta forma, a equação a ser utilizada no cálculo do Q de Tobin será:

$$Q = \frac{VMA + VCP_{cp} - VCR_{cp} + VC_{est} + VCD_{lp}}{AT} \quad (54)$$

Os resultados apresentados nos trabalhos de Lindenberg e Ross (1981), Chung e Pruitt (1994), Kloch e Thies (1995) e McConnell e Servaes (1995) Lewellen e Badrinath (1997), Lee e Tompkins (1999), interpretaram o Q de Tobin como um indicador de oportunidade de investimento, pois empresas que apresentaram elevado valor de Q de Tobin corresponderam às empresas com maiores capacidade de crescimento e, conseqüentemente, geração de valor.

O segundo desafio deste modelo é atribuir os pesos de cada direcionador de valor. Para esta etapa, decidiu-se por realizar uma regressão linear múltipla de dados *cross-section* com β_0 igual a zero, entre os retornos dos ativos em um determinado ano (variável dependente) e os valores dos direcionadores de valor desses ativos no último pregão desse mesmo ano (variáveis independentes).

Sabe-se que ao forçar o β_0 para o valor zero, uma matriz baseada na matriz de produto cruzado é analisada, ao invés da matriz de correlação, o que muda a inclinação da reta ajustada e pode afetar os resultados. O primeiro problema que pode aparecer é obter um valor negativo para o coeficiente de determinação R^2 . Isto pode acontecer, caso o R^2 seja calculado por meio de:

$$R^2 = 1 - \frac{e'e}{y'y - n \cdot \bar{y}^2} \quad (55)$$

Em uma regressão com β_0 igual a zero o valor do R^2 deve ser não centrado, conforme equação (56), o que o torna impreciso e o faz deixar de ser uma medida de proporção da variância explicada do modelo. Logo, o R^2 não pode ser utilizado como medida de ajuste.

$$R^2 = 1 - \frac{e'e}{y'y} \quad (56)$$

O objetivo de se forçar o β_0 para o valor zero é obter o mesmo valor de β_0 em todas as regressões realizadas e evitar que o β_0 seja o coeficiente de maior influência em uma determinada regressão, por exemplo. O suporte para essa modelagem pode ser encontrado em

alguns exemplos que utilizam regressão com β_0 igual a zero. A função de produção Cobb-Douglas, por exemplo, relaciona o *output* (y) com o capital e o trabalho. Caso exista uma constante nesse modelo, pode-se ter uma capacidade irreal para a fabricação de mercadorias sem recursos, quando o capital e o trabalho tiverem valor nulo.

Chambers e Dunstan (1986) apresentam uma pesquisa em que utilizam o modelo de regressão com constante igual a zero entre safras de cana de açúcar e áreas plantadas. Claramente, se nenhuma área for cultivada, nenhuma colheita é realizada. Casella (1983) aplica o modelo de regressão linear passando pela origem para estudar o consumo de combustível em relação ao peso do veículo. É lógico que, se o veículo tiver peso igual a zero (ausência de veículo), não haverá consumo de combustível. Adelman e Watkins (1994) aplicam regressão linear com β_0 igual a zero para avaliação de depósitos minerais. A inexistência de depósitos minerais implica ausência de valor.

Partindo desse mesmo princípio, a motivação para se trabalhar com regressão passando pela origem é lógica. Isto é, caso não existam direcionadores de valor, implica dizer que não existe ação. Se não existe ação, significa dizer que não existe preço. Desta forma, se houver valor para β_0 , significa dizer que ao zerar todos os direcionadores de valor, a variável dependente (preço da ação) será igual a β_0 , o que é impossível, haja vista que a ausência de direcionadores de valor constitui ausência de ativo.

Para entender, matematicamente, o modelo estatístico de regressão múltipla com β_0 igual a zero, faz-se uma analogia com um modelo matemático linear qualquer de duas variáveis (sendo uma dependente):

Um modelo matemático linear com uma variável independente é dado por:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \cdot x \quad (57)$$

Onde:

y = variável dependente;

β_0 = intercepto vertical (também chamado de coeficiente linear ou constante);

β_1 = coeficiente da variável independente (também chamado de coeficiente angular);

x = variável independente.

Graficamente, este modelo é representado da seguinte forma:

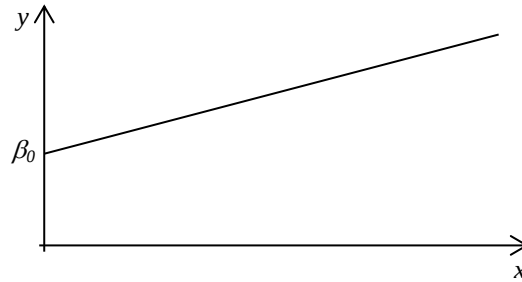


Figura 3 (3): Modelo matemático linear com uma variável independente
Fonte: Elaborado pelo autor

Forçar o β_0 igual a zero, significa transladar o eixo horizontal (x) para a posição do β_0 , obtendo-se, desta forma, o seguinte modelo matemático:

$$y = \beta_1 \cdot x \quad (58)$$

Graficamente, este modelo é representado da seguinte forma:

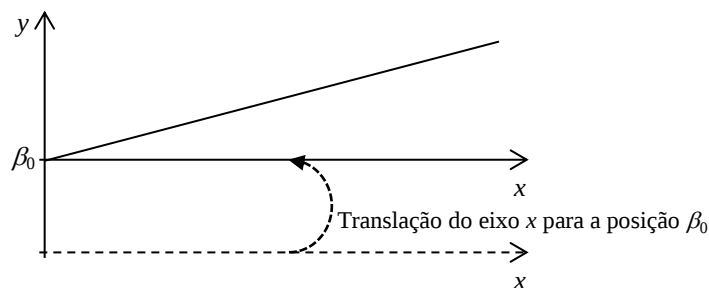


Figura 4 (3): Modelo matemático linear com β_0 igual a zero
Fonte: Elaborado pelo autor

Observa-se que, desta forma, tem-se a influência direta da variável independente na variável dependente. Para uma regressão linear múltipla com o β_0 igual a zero, o cálculo matricial é o mesmo da regressão linear múltipla com β_0 diferente de zero, porém zeram todos os elementos da primeira coluna da matriz de variáveis dependentes:

Dado o modelo genérico de regressão linear múltipla:

$$y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot x_1 + \hat{\beta}_2 \cdot x_2 + \hat{\beta}_3 \cdot x_3 + \cdots + \hat{\beta}_i \cdot x_i + \varepsilon \quad (59)$$

Onde:

y_i = variável dependente;

$\hat{\beta}_0$ = intercepto vertical estimado;

$\hat{\beta}_i$ = coeficiente das variáveis independentes estimados;

x_i = variável independente.

Para estimar os valores de β_i , deve-se executar a seguinte solução matricial:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_j \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & x_{13} & \dots & x_{1i} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & x_{23} & \dots & x_{2i} \\ 1 & x_{31} & x_{32} & x_{33} & \dots & x_{3i} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{j1} & x_{j2} & x_{j3} & \dots & x_{ji} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_j \end{pmatrix} \quad (60)$$

Onde x_{ji} representa o valor da j-ésima observação, que no caso do modelo proposto é o j-ésimo direcionador de valor, da i-ésima variável, que equivale ao i-ésimo ativo. Para forçar o $\hat{\beta}_0$ a ter o valor 0, deve-se zerar todos os valores da primeira coluna da matriz de variáveis independentes, conforme modelo a seguir:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_j \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & x_{13} & \dots & x_{1i} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & x_{23} & \dots & x_{2i} \\ 1 & x_{31} & x_{32} & x_{33} & \dots & x_{3i} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{j1} & x_{j2} & x_{j3} & \dots & x_{ji} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_j \end{pmatrix} \quad (61)$$

Zerando-se os elementos da primeira coluna da matriz de variáveis independentes, tem-se a seguinte equação matricial (62). A solução desta equação é a mesma da equação (60), o qual continua sendo alcançado através da minimização da soma do quadrado dos erros. A única diferença será no resultado, pois o valor de $\hat{\beta}_0$ será zero.

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_j \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & x_{11} & x_{12} & x_{13} & \dots & x_{1i} \\ 0 & x_{21} & x_{22} & x_{23} & \dots & x_{2i} \\ 0 & x_{31} & x_{32} & x_{33} & \dots & x_{3i} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & x_{j1} & x_{j2} & x_{j3} & \dots & x_{ji} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_j \end{pmatrix} \quad (62)$$

Fazendo:

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_j \end{pmatrix}; \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} 0 & x_{11} & x_{12} & x_{13} & \dots & x_{1i} \\ 0 & x_{21} & x_{22} & x_{23} & \dots & x_{2i} \\ 0 & x_{31} & x_{32} & x_{33} & \dots & x_{3i} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & x_{j1} & x_{j2} & x_{j3} & \dots & x_{ji} \end{pmatrix}; \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_i \end{pmatrix}; \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_j \end{pmatrix} \quad (63)$$

Temos:

$$\mathbf{Y} = \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (64)$$

Então, o vetor de erros é dado por:

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{Y} - \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X} \quad (65)$$

Pelo método dos mínimos quadrados ordinários, tem-se que:

$$\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \boldsymbol{\varepsilon}' \cdot \boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X})' \cdot (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X}) \quad (66)$$

Desta forma:

$$\boldsymbol{\varepsilon}' \cdot \boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{Y}' \cdot \mathbf{Y} - \mathbf{Y}' \cdot \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X} - \mathbf{Y} \cdot \boldsymbol{\beta}' \cdot \mathbf{X}' + \boldsymbol{\beta}' \cdot \mathbf{X}' \cdot \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X} \quad (67)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}' \cdot \boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{Y}' \cdot \mathbf{Y} - 2 \cdot \mathbf{Y} \cdot \boldsymbol{\beta}' \cdot \mathbf{X}' + \boldsymbol{\beta}' \cdot \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X}' \cdot \mathbf{X} \quad (68)$$

Derivando-se em relação à $\boldsymbol{\beta}$ e igualando-se a zero:

$$\frac{\partial(\boldsymbol{\varepsilon}' \cdot \boldsymbol{\varepsilon})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = -2 \cdot \mathbf{Y} \cdot \mathbf{X}' + 2 \cdot \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X}' \cdot \mathbf{X} = \mathbf{0} \quad (69)$$

$$2 \cdot \boldsymbol{\beta} \cdot \mathbf{X}' \cdot \mathbf{X} = 2 \cdot \mathbf{Y} \cdot \mathbf{X}' \quad (70)$$

$$\boldsymbol{\beta} = \mathbf{Y} \cdot \mathbf{X}' \cdot (\mathbf{X}' \cdot \mathbf{X})^{-1} \quad (71)$$

Após o cálculo dos $\hat{\beta}_i$, utilizar cada um desses $\hat{\beta}_i$ como peso de cada direcionador de valor (W_i), nas somas ponderadas de cada um dos ativos ($SP At_i$) da seguinte forma:

$$SP\ At_i = \sum_{i=1}^n W_i \times Valor\ D_i\ At_i \quad (72)$$

Onde:

D_i = Direcionadores de valor;

W_i = Peso de cada direcionador de valor i ;

$Valor\ D_i\ At_i$ = Valor de cada direcionador de valor em cada ativo i ;

$SP\ At_i$ = Soma ponderada de cada ativo i .

Observa-se que, pelo fato de se estar trabalhando com dados reais, existe a possibilidade de se obterem valores negativos de somas ponderadas. Para a hierarquização dos direcionadores de valor, não há qualquer problema em se obterem valores negativos. No entanto, para a determinação dos percentuais dos ativos que farão parte das carteiras de investimento, os valores negativos prejudicarão a determinação do peso de cada ativo.

Para sanar este problema, devem-se padronizar as somas ponderadas em relação à amplitude total dos valores das somas ponderadas obtidas, calculando-se o quociente entre o valor da diferença da soma ponderada do ativo i para a soma ponderada do ativo n e diferença da soma ponderada do ativo 1 para a soma ponderada do ativo n , conforme equação a seguir:

$$SP'\ At_i = \frac{SP\ At_i - SP\ At_n}{SP\ At_1 - SP\ At_n} \quad (73)$$

Onde:

$SP'\ At_i$ = valor padronizado da soma ponderada do ativo i ;

$SP\ At_i$ = valor não padronizado da soma ponderada do ativo i ;

$SP\ At_1$ = valor não padronizado da soma ponderada do ativo classificado em primeiro lugar;

$SP\ At_n$ = valor não padronizado da soma ponderada do ativo classificado em último lugar.

Com os valores padronizados das somas ponderadas, segue-se para seleção do portfólio. Como dito anteriormente, a quantidade de ativos de cada portfólio não será fixa. Os ativos deverão ser incluídos, um a um, até que o risco da carteira, calculado por meio do

desvio-padrão dos retornos da carteira, estabilize. Para se determinar o percentual de participação de cada ativo em cada uma das carteiras de investimento deve-se seguir o seguinte procedimento:

$$\%At_i = \frac{SP' At_i}{\sum_{i=1}^j SP' At_i} \quad (74)$$

Onde:

$$\begin{aligned} \%At_i &= \text{percentual de participação do ativo } i \text{ na carteira;} \\ SP' At_i &= \text{valor padronizado da soma ponderada do ativo } i; \\ \sum_{i=1}^j SP' At_i &= \text{somatório das somas ponderadas de todos os ativos que compõem o portfólio} \\ &\quad \text{de tal forma e } j \text{ pode assumir valores de 1 até } n; \end{aligned}$$

Observa-se que a quantidade de ativos que farão parte do somatório $\sum_{i=1}^j SP' At_i$ é variável e depende do cálculo de estabilização do risco da carteira. Assim, a aplicação do modelo de seleção dos ativos, cálculo do percentual de cada ativo na carteira e elaboração do portfólio deve ser repetido até que o risco do portfólio, calculado por meio do desvio-padrão da série histórica dos retornos deste portfólio no último ano, estabilize.

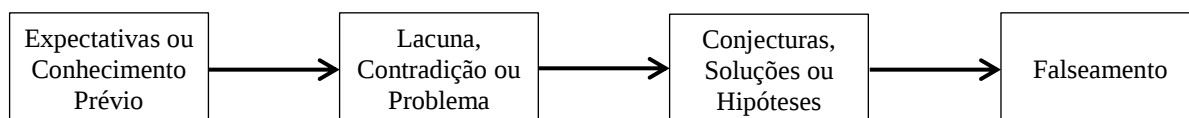
É conveniente lembrar que o risco da carteira é admitido estável quando a relação entre o risco do portfólio com n ativos e o risco do portfólio com $n - 1$ ativos é igual $1 \pm 0,05$, em uma série de, pelo menos, 10 observações.

4 Procedimentos Metodológicos

A metodologia da pesquisa em trabalhos científicos é essencial, pois clarifica a lógica de construção do objeto de pesquisa, orienta a definição de processos e dá suporte para interpretação dos resultados pesquisados (GIL, 1999). A seguir, apresentam-se os procedimentos metodológicos desta pesquisa, explicando o método de pesquisa, o universo e a amostra da pesquisa, a estratégia de coleta de dados e como foi feita a análise de dados.

4.1 Método de Pesquisa

Método desta pesquisa foi o Hipotético Dedutivo. “O esquema apresentado por Popper [para o método Hipotético Dedutivo] (...) poderá ser expresso da seguinte maneira” (MARCONI; LAKATOS, 2004, p. 74):



Fonte: Adaptado de Marconi e Lakatos (2004, p. 74)

No caso desta pesquisa, a partir do conhecimento teórico que foi desenvolvido a respeito de Moderna Teoria de Carteiras, identificou-se uma lacuna nos trabalhos Bachelier (1900) e Markowitz (1952) até os trabalhos de Fama e French (1993; 1996b) e Machado e Medeiros (2011). Esta lacuna gerou hipóteses que serão testadas (falseadas). O resultado deste teste pode rejeitar ou não rejeitar a hipótese testada. Caso não rejeite a hipótese, este resultado contribui para o surgimento de uma nova teoria (MARCONI; LAKATOS, 2004).

Admite-se que o surgimento de uma nova teoria é o ideal para uma tese de doutorado e que esta é consequência de um profundo trabalho de pesquisa. Esta tese, no entanto, não cria uma nova teoria na área de finanças. Ela contribui para o desenvolvimento desta área, complementando os trabalhos já existentes sobre teoria de carteira, quando se propõem a

apresentar um modelo de seleção de portfólio por meio dos direcionadores de valor.

Além disso, esta pesquisa vai de encontro da hipótese dos mercados eficientes (HME) de Fama (1970; 1991), pois assume que o desempenho dos títulos é, também, consequência de seus direcionadores de valor.

4.2 Universo, amostra e método de análise de dados

Para testar o modelo proposto, utilizaram-se os dados disponíveis no banco de dados Económica das principais bolsas de valores da América Latina: do Brasil (Bovespa); da Argentina; do Chile; e do México.

Ao todo, haviam 5.486 títulos divididos nas seguintes bolsas: 236 da BCBA – Argentina; 16 não listados – Argentina; 1508 da Bovespa – Brasil; 79 da BM&F – Brasil; 68 não listados – Brasil; 361 BCS – Chile; 12 não listados – Chile; 374 BMV – México; 100 não listados México; 2143 NYSE – USA; 27 OTC – USA; 529 NASDAQ – USA; 30 AMEX – USA; 12 não listados – USA. Desses 5.486 títulos, 3.867 eram títulos ativos e 1.619 eram títulos que já haviam sido cancelados. Dos 3.867 títulos ativos, 185 eram títulos não listados em qualquer das bolsas. Desta forma, sobraram 3.682 títulos ativos, divididos da seguinte forma: 177 da BCBA – Argentina; 933 da Bovespa – Brasil; 44 da BM&F – Brasil; 257 da BCS – Chile; 239 da BMV – México; 1649 da NYSE – USA; 16 da AMEX – USA; e 367 da NASDAQ – USA.

O primeiro filtro utilizado na seleção dos ativos foi o filtro “tipo de ativo”. Nesta opção, selecionaram-se todos os ativos que apresentaram a classificação “ação e ADR, etc (empresa estrangeira)”. A quantidade de títulos foi reduzida para 2562 ativos, dos quais: 134 da BCBA – Argentina; 675 da Bovespa – Brasil; 238 da BCS – Chile; 204 da BMV – México; 962 da NYSE – USA; 10 da AMEX – USA; e 329 da NASDAQ – USA.

O segundo filtro utilizado foi o filtro de liquidez, o qual é dado pelo índice de

negociabilidade, que mensura a participação relativa da ação em negócios na Bolsa de Valores em que ela é negociada e é calculado pela equação a seguir. Essa *proxy* foi utilizada por Xavier (2007), Bruni e Famá (1998), Machado (2009) e Machado e Medeiros (2011).

$$IN = 100 \times \frac{p}{P} \times \sqrt{\frac{n}{N} \times \frac{v}{V}} \quad (75)$$

Onde:

p = numero de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido

P = número total de dias do período escolhido

n = número de negócios com a ação dentro do período escolhido

N = numero de negócios com todas as ações dentro do período escolhido

v = volume em dinheiro com a ação dentro do período escolhido

V = volume em dinheiro com todas as ações dentro do período escolhido

Após a utilização deste filtro, verificou-se que: as bolsas NYSE, NASDAQ e AMEX não apresentaram liquidez em qualquer um dos anos analisados. A bolsa do Chile (BCS) só apresentou liquidez a partir de 2005. A bolsa do México só apresentou liquidez a partir de 1998. As únicas bolsas que apresentaram liquidez a partir de 1994 foram Bovespa e BCBA. Investigando-se o motivo destas bolsas não apresentarem liquidez, verificou-se que não existiam informações sobre n (número negócios com a ação dentro do período escolhido) e N (numero de negócios com todas as ações dentro do período escolhido). Buscou-se, então, uma *proxy* para o índice de negociabilidade.

Fez-se então, uma análise de correlação entre os valores obtidos no índice de negociabilidade e os valores obtidos no filtro volume médio das bolsas do Brasil (Bovespa) e Argentina (BCBA) nos anos de 1994 a 2011. O volume médio é representado pelo volume, em moeda corrente, negociado mensalmente para cada ação. Essa *proxy* foi utilizada por Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), Correia, Amaral e Bressan (2008), Jun, Marathe e Shawky (2003), Keene e Peterson (2007), Machado (2009) e Vieira e Milach (2008). As Tabelas 2 e 3 a seguir apresentam os resultados dessas correlações.

Tabela 2 (4): Correlações entre índice de negociabilidade e o volume médio 1994 – 2002

Ano	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Bovespa	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,97
BCBA	0,92	0,99	0,99	0,97	0,99	0,99	0,97	0,98	0,41

Fonte: Elaborada pelo autor.

Tabela 3 (4): Correlações entre índice de negociabilidade e o volume médio 2003 – 2011

Ano	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Bovespa	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97
BCBA	0,72	0,98	0,98	0,99	0,87	0,95	0,98	0,98	0,99

Fonte: Elaborada pelo autor.

Verifica-se que os valores, em geral, são altamente correlacionados. O único destaque é o valor obtido na correlação do ano de 2002 na BCBA, que foi de 0,41. Como este foi o único resultado de correlação entre fraca e moderada em um total de 18 análises (5,55%), tem-se que em 94,45% das análises efetuadas, obtiveram-se fortes correlações entre os valores obtidos do índice de negociabilidade e os valores obtidos do filtro volume médio das bolsas do Brasil (Bovespa) e Argentina (BCBA) nos anos de 1994 a 2011. Desta forma, o segundo filtro aplicado para selecionar os ativos foi o volume médio.

Aplicando-se o volume médio nos anos de 1994 – 2011, verificou-se que os ativos da NASDAQ não obtiveram valores para o volume médio no ano de 1994. Decidiu-se então, utilizar dados a partir de dezembro de 1995. Para os casos em que houve mais de um ativo de uma mesma empresa, selecionou-se o ativo de maior liquidez.

O ponto de corte utilizado no filtro volume médio foi a mediana dos valores. Então, extraíram-se os ativos que apresentaram valores de volume médio maiores ou iguais à mediana. Como a AMEX apresentou, apenas, 10 ativos no total e uma média de 3,22 ativos com valor de volume médio acima da mediana dos valores dos volumes médios de cada ano

estudado, decidiu-se retirar a AMEX do conjunto de dados analisados por não ter grau de liberdade suficiente.

Após a aplicação dos filtros para a seleção dos ativos, extraíram-se os valores de cada um dos direcionadores de valor financeiros que foram utilizados no modelo proposto. Como o Economática não tem os dados da alavancagem financeira das bolsas de valores dos Estados Unidos (NYSE e NASDAQ), retiraram-se os ativos dessas bolsas das análises.

Para a aplicação do modelo proposto e do modelo de Markowitz (1952), utilizaram-se séries históricas anuais dos retornos diários das ações dos anos de 1995 a 2011. Logo, foram realizadas 18 análises, uma para cada ano, em cada uma das quatro bolsas (Brasil, Argentina, Chile e México) para cada um dos dois modelos (o modelo proposto nesta tese e o modelo de Markowitz). No caso do modelo proposto nesta tese, a quantidade de ativos de cada carteira foi variável e dependente da quantidade necessária de ações para estabilizar o risco.

Como esta é uma análise acadêmica, optou-se por construir 20 carteiras, sendo a primeira com um ativo, a segunda com dois e assim sucessivamente até a vigésima com 20 ativos, para cada uma das quatro bolsas, mesmo que o risco tenha se estabilizado com menos ativos. Desta forma, foram construídas um total de 1.440 carteiras com modelo proposto, além das 18 carteiras construídas com o modelo de Markowitz.

Na construção das carteiras por meio do modelo proposto no ano de 1995, por exemplo, utilizaram-se os dados dos direcionadores de valor em 31 de dezembro de 1995, como variáveis independentes na regressão *cross-section*, e os valores dos retornos anuais desses mesmos ativos, como variáveis dependentes desta regressão. Após a aplicação do modelo proposto, selecionaram-se os 20 ativos de cada uma das quatro bolsas e montaram-se as carteiras. O cálculo dos riscos de cada uma dessas carteiras foi feito por meio do cálculo dos desvios-padrão dos retornos diários dessas carteiras, no ano de 1995.

No caso do modelo de Markowitz, para o mesmo ano (1995), utilizaram-se os retornos

diários dos ativos no ano de 1995 para cada uma das quatro bolsas. A função objetivo do modelo de Markowitz foi o retorno da carteira, calculado por meio do logaritmo natural da relação do preço da data t pelo preço da data $t-1$, e a restrição imposta foi a de que o risco da carteira otimizada fosse igual ao risco da carteira formada pelo modelo proposto. Uma condição que foi imposta para a aplicação do modelo Markowitz (1952) foi a de que os ativos selecionados tivessem tido, pelo menos, um negócio em cada um dos dias em que ocorreram pregões.

Na sequência, montaram-se as carteiras com dados de janeiro do ano seguinte (no caso 1996) a dezembro de 2012 e compararam-se os desempenhos. Este mesmo processo foi repetido em todos os outros anos, até o ano de 2011. Às carteiras formadas em 2011 aplicaram-se os dados de janeiro de 2012 a dezembro de 2012.

Para se comparar os desempenhos das carteiras, utilizaram-se: análise gráfica comparativa da evolução de uma aplicação de \$ 1 (uma unidade monetária) entre a carteira formada pelo modelo proposto, carteira formada pelo modelo de Markowitz e a carteira *proxy* de mercado de cada uma das respectivas bolsas; Índice de Sharpe Generalizado; e o teste de Wald para analisar a eficiência das carteiras formadas pelo modelo proposto. No caso específico da Bolsa de Valores da Argentina (MERVAL), a análise por meio do índice de Sharpe só foi possível a partir de 2002, pois não existem informações da taxa livre de risco da Argentina para os anos inferiores a 2002.

5 Análise dos dados e interpretação dos resultados

Seguindo o proposto nos procedimentos metodológicos, apresentam-se os resultados das análises realizadas de acordo com a seguinte ordem: primeiro, verificou-se a quantidade de ativos em cada uma das carteiras que foram formadas por meio do modelo proposto por essa tese. A partir desses resultados, verifica-se se há algum padrão, ou algum viés; em segundo lugar, faz-se uma análise gráfica comparativa da evolução de uma aplicação de \$1 (uma unidade monetária) entre a carteira formada pelo modelo proposto, a carteira formada pelo modelo de Markowitz e a carteira *proxy* de mercado de cada uma das respectivas bolsas; na sequência, apresentam-se os resultados do Índice de Sharpe Generalizado; e por último, o teste de Wald para analisar a eficiência das carteiras formadas pelo modelo proposto.

A Tabela 4 apresenta o resultado da quantidade de ativos em cada uma das carteiras formadas pelo modelo proposto. Os gráficos que mostram a estabilização dos riscos são apresentados no Apêndice A e a composição dessas carteiras encontram-se no Apêndice B.

Tabela 4 (5): Quantidade de ativos nas carteiras formadas pelo modelo proposto

Ano de Formação da Carteira	BCBA	BCS	BMV	BOVESPA
1995	4	8		8
1996	5	12	9	8
1997	9	9	7	5
1998	8	5	9	14
1999	11	5	7	8
2000	10	10	8	6
2001	6	6	6	9
2002	4	11	8	8
2003	5	12	15	11
2004	14	8	9	10
2005	6	7	9	10
2006	12	9	12	10
2007	13	10	7	7
2008	5	10	12	4
2009	8	5	10	7
2010	5	6	5	8
2011	5	5	10	7

Fonte: Elaborada pelo autor.

A Figura 5 apresenta um histograma da Tabela 4. No eixo horizontal do gráfico

encontram-se as informações a respeito da quantidade de ativos em cada carteira. No eixo vertical, tem-se a quantidade de carteiras formadas.

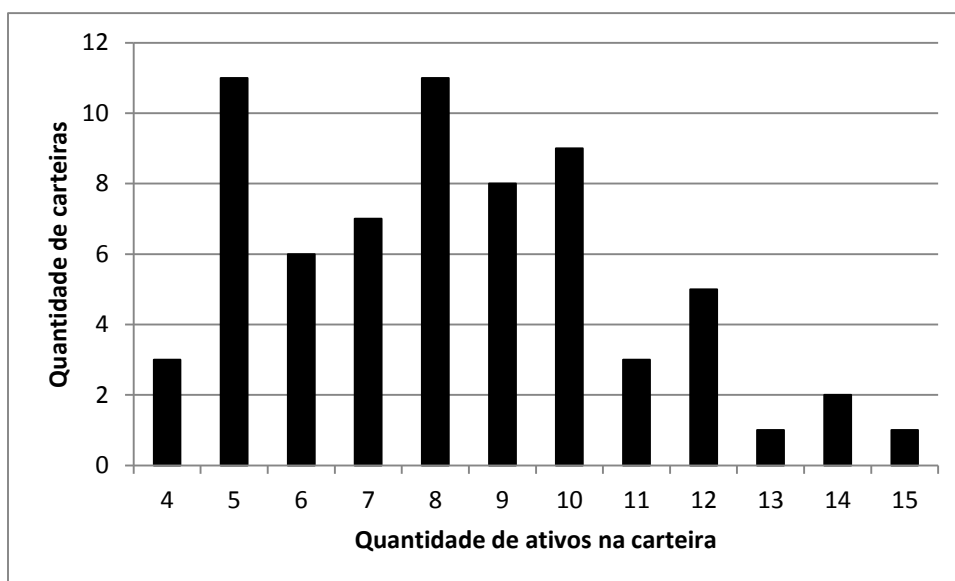


Figura 5 (5): Gráfico do número de ativos das carteiras formadas pelo modelo proposto

A primeira constatação é a inexistência de um padrão. De um total de 67 carteiras, 11 carteiras foram formadas por cinco ativos e por oito ativos, nove carteiras por 10 ativos, oito carteiras por nove ativos, sete carteiras por sete ativos e seis carteiras por seis ativos. Evans e Archer (1968) verificaram que a maior parte do risco idiossincrático é eliminada após a adição do oitavo título no portfólio. Wagner e Lau (1971) constataram que em carteiras com mais de 10 ações, a redução do risco idiossincrático é insignificante.

No Brasil, Brito (1989) verificou que os benefícios da diversificação poderiam ser alcançados com uma carteira composta por oito ativos e que em carteiras com mais de 15 títulos a redução do risco diversificável é imperceptível. Ceretta e Costa Jr. (2000) constataram carteiras com 12 ações eliminam mais de 83% do risco não sistemático.

Logo, percebe-se que esses resultados são convergentes aos resultados de estudos prévios que buscaram identificar quantos ativos são necessários para a eliminação do risco idiossincrático. Isto é o primeiro indicador de que o modelo desenvolvido nesse trabalho pode ser utilizado como uma alternativa à seleção de portfólio.

Para as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz (1952), têm-se os resultados

apresentados na Tabela 5. É importante destacar que a seleção prévia dos ativos utilizados neste modelo, o que representa o “primeiro estágio” (MARKOWITZ, 1952, p. 77), levou em consideração, apenas, a liquidez diária. Isto significa que todas as ações que tiveram, pelo menos, um negócio por dia fizeram parte do rol utilizado. Sabe-se que na prática os interessados em utilizar este modelo realizam uma seleção prévia mais rigorosa com a utilização de alguns critérios mais robustos.

Tabela 5 (5): Quantidade de ativos nas carteiras formadas pelo modelo de Markowitz

Ano de Formação da Carteira	BCBA	BCS	BMV	BOVESPA
1995	4	7	3	4
1996	3	8	9	12
1997	3	5	7	7
1998	4	3	7	6
1999	4	5	8	7
2000	4	9	10	13
2001		5	6	8
2002	5	4	11	11
2003	6	6	15	20
2004	4	14	13	12
2005	6	12	17	20
2006	8	16	10	16
2007	9	12	14	20
2008	13	9	9	40
2009	8	14	11	37
2010	10	25	14	44
2011	8	9	12	31

Fonte: Elaborada pelo autor.

A primeira observação é a inexistência de carteira formada pelo modelo de Markowitz para a bolsa da Argentina. Isto ocorreu porque apenas a ação do Grupo Financeiro Galícia (GGAL) foi negociada em todos os dias de pregões. Optou-se, então, por não formar uma carteira com, apenas, um ativo.

Analisando-se a Tabela 5, verifica-se que no geral a quantidade de títulos em cada carteira aumenta com o tempo. Calculando-se as correlações entre os anos e quantidade de títulos, tem-se que a correlação na bolsa da Argentina foi de 0,83, na bolsa chilena de 0,65, na bolsa mexicana foi de 0,65 e na bolsa brasileira foi de 0,86. Na bolsa da Argentina

desconsiderou-se o ano de 2001, por consequência da ausência de carteira. A Tabela 6 apresenta quantidade de ativos por bolsa utilizada no modelo de Markowitz.

Tabela 6 (5): Quantidade de ativos por bolsa utilizada no modelo de Markowitz

Ano de Formação da Carteira	BCBA	BCS	BMV	BOVESPA
1995	12	13	3	12
1996	13	13	15	12
1997	6	8	15	17
1998	7	5	15	10
1999	11	5	19	16
2000	5	9	20	29
2001	1	5	13	31
2002	6	6	18	35
2003	11	10	21	38
2004	10	20	24	43
2005	8	25	24	50
2006	12	27	32	60
2007	14	36	38	93
2008	14	27	37	125
2009	13	32	44	138
2010	19	44	41	158
2011	27	43	48	162

Fonte: Elaborada pelo autor.

As correlações entre as quantidades de ativos da bolsa *versus* a quantidade de títulos em cada carteira foi a seguinte: a correlação na bolsa da Argentina foi de 0,56, na bolsa chilena de 0,78, na bolsa mexicana foi de 0,57 e na bolsa brasileira foi de 0,93. A correlação geral entre a quantidade de ativos na bolsa *versus* a quantidade de títulos na carteira foi de 0,91. Na bolsa da Argentina desconsiderou-se o ano de 2001, por consequência da ausência de carteira.

Isto comprova a necessidade de um método para o que Markowitz (1952) chamou de primeiro estágio na escolha de um portfólio, o que é uma decisão deliberada do investidor. Já o modelo desenvolvido nesta tese comporta os dois estágios definidos por Markowitz (1952). Desta forma, independentemente da quantidade de títulos existentes, o modelo selecionará aquela necessária à estabilização do risco, eliminando o risco idiossincrático.

5.1 Análise comparativa dos gráficos

A seguir apresentam-se os gráficos da evolução da aplicação de \$1 em cada uma das carteiras. Ressalta-se que esta evolução foi calculada até dezembro de 2012 para todas as carteiras formadas em cada um dos anos. As informações detalhadas das carteiras encontram-se no Apêndice B.

A primeira sequência de gráficos mostra o comportamento das carteiras formadas para o ano de 1995. Observando-se os quatro gráficos apresentados, verifica-se a superioridade do modelo de Markowitz sobre o modelo proposto neste trabalho.

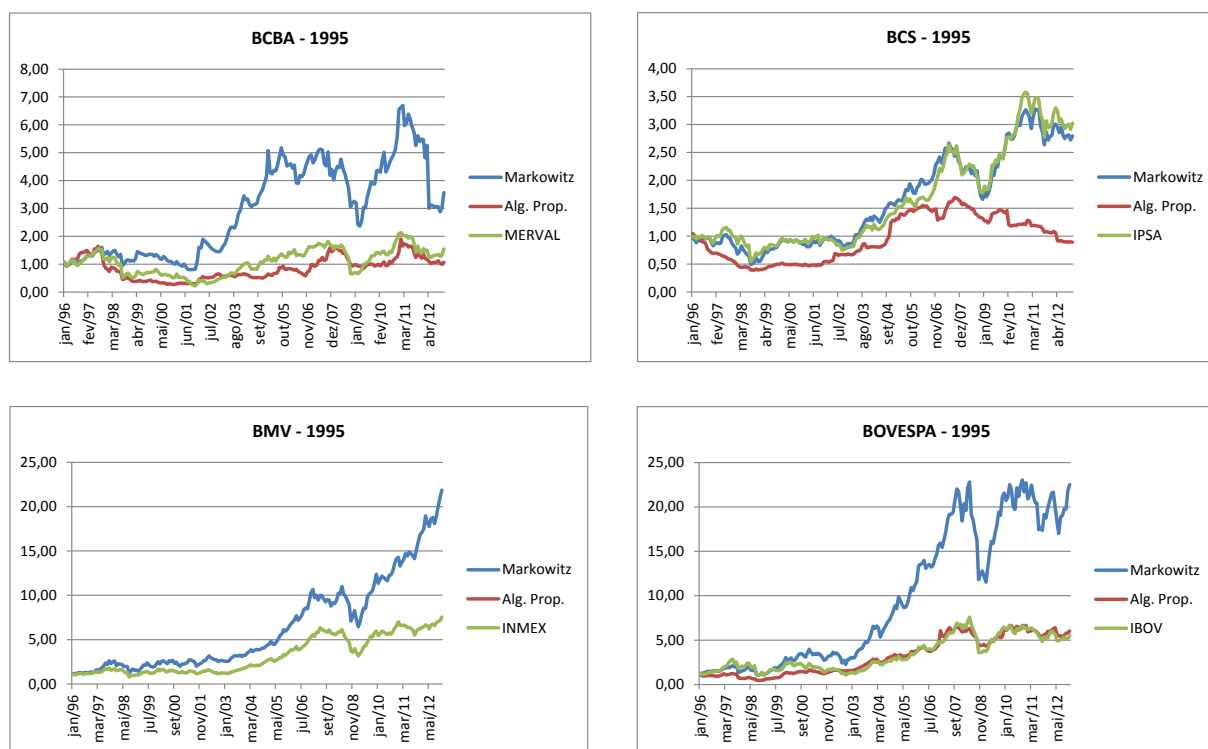


Figura 6 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1995 nas quatro bolsas

É importante destacar que na Bolsa de Valores de São Paulo e na BCBA a carteira formada pelo modelo proposto acompanhou as carteiras *proxies* de mercado, como mostrado nos gráficos. Dois fatos interessantes nesses gráficos são: não houve formação de carteira pelo modelo proposto na Bolsa de Valores do México e a carteira formada pelo modelo de Markowitz obteve uma forte correlação com a carteira de *proxy* de mercado em todas as

quatro bolsas (0,75 na BCBA, 0,88 na BCS, 0,88 na BMV e 0,87 na Bovespa), mesmo tendo a carteira de mercado sido modificada ao longo dos anos.

Não se formou carteira por meio do modelo proposto na bolsa de valores do México porque o Economática não disponibilizou os dados relativos à alavancagem financeira e nem aos Betas dos ativos para o ano de 1995.

Para as carteiras que foram formadas no ano de 1996, têm-se os gráficos a seguir. Nesses gráficos verifica-se que o modelo proposto obteve um desempenho melhor que a carteira formada pelo modelo de Markowitz em três das quatro bolsas analisadas. Além disso, observando a Bolsa do Chile, verifica-se que a carteira formada pelo modelo proposto superou a carteira de mercado, no longo prazo. O desempenho da bolsa do México não foi considerado como superior ao da carteira *proxy* de mercado pelo fato de o modelo proposto só tê-la superado nos últimos dois anos.

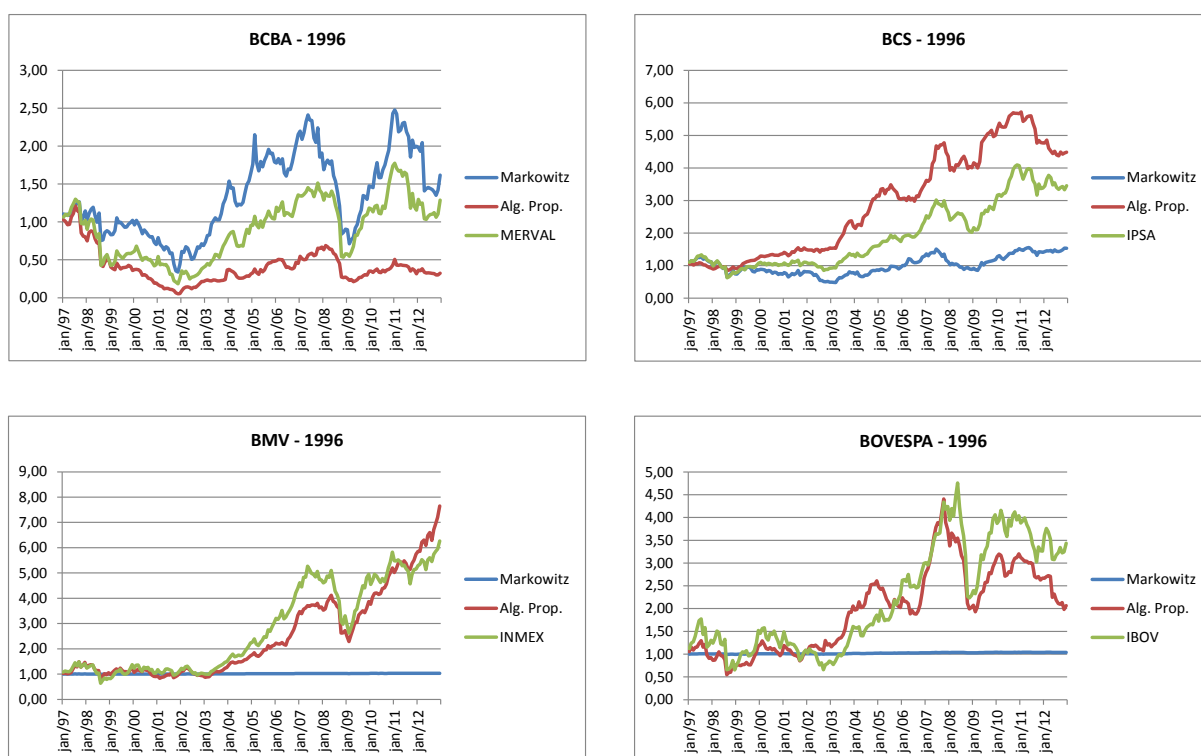


Figura 7 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1996 nas quatro bolsas

As carteiras formadas pelo modelo proposto para o ano de 1997 tiveram um desempenho melhor que o portfólio formado pelo modelo de Markowitz nas bolsas do Chile e

do México e um desempenho superior à carteira *proxy* de mercado nas bolsas da Argentina e do Chile, como mostram os gráficos a seguir.

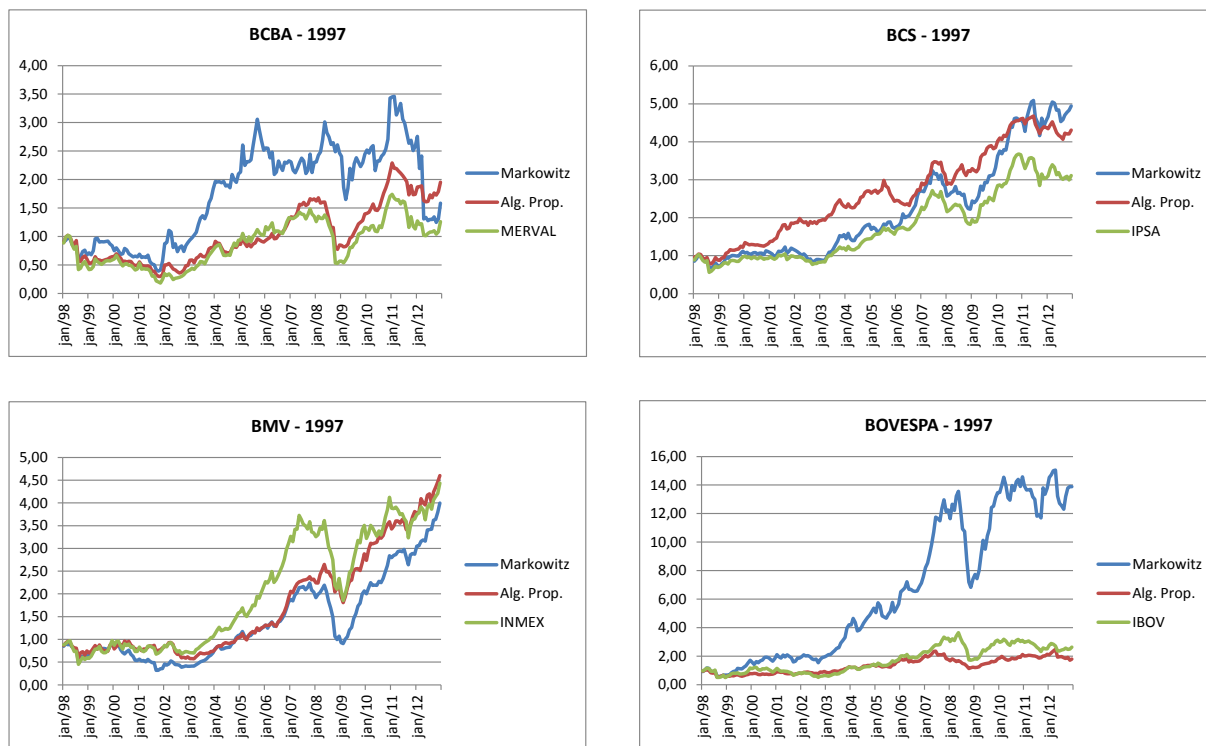


Figura 8 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1997 nas quatro bolsas

O gráfico da bolsa chilena mostra que a carteira formada pelo modelo de Markowitz apresenta um valor final superior ao de todas as carteiras. Mas, esta carteira só superou a carteira formada pelo modelo proposto nos dois últimos anos da série. Por isso foi considerado que o modelo proposto superou o modelo de Markowitz.

O mesmo raciocínio foi utilizado para a bolsa do México na comparação do modelo proposto com a carteira de mercado. Apesar da carteira formada pelo modelo proposto ter superado a carteira de mercado, este resultado só ocorreu nos últimos dois anos, o que faz não considerar este desempenho como superior.

Em 1998, a carteira formada pelo modelo proposto superou a carteira formada pelo modelo de Markowitz em todas as bolsa e superou a carteira *proxy* de mercado em três das quatro bolsas analisadas: Argentina, Chile e Brasil. Um fato interessante que aconteceu foi que as carteiras que utilizaram o modelo de Markowitz tiveram um retorno praticamente nulo

em toda a série histórica que sucedeu a sua formação.

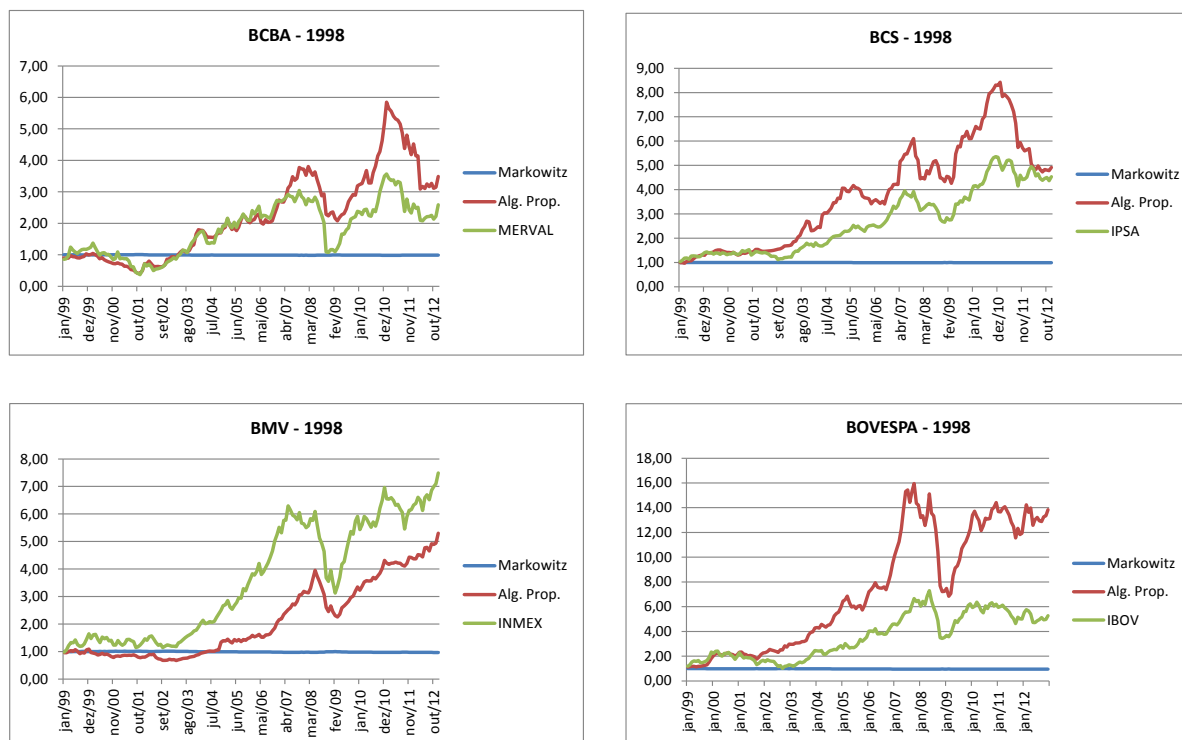


Figura 9 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1998 nas quatro bolsas

O procedimento utilizado para a formação das carteiras foi o mesmo descrito nos procedimentos metodológicos, que foi o mesmo utilizado em todos os outros anos. No entanto, para as carteiras formadas para 1998, os comportamentos foram estes apresentados nos gráficos. Este resultado pode ser um indicador de que o modelo de Markowitz pode apresentar falhas e que o modelo proposto por esta tese pode apresentar resultados superiores.

Os gráficos das carteiras formadas para 1999 são apresentados a seguir.

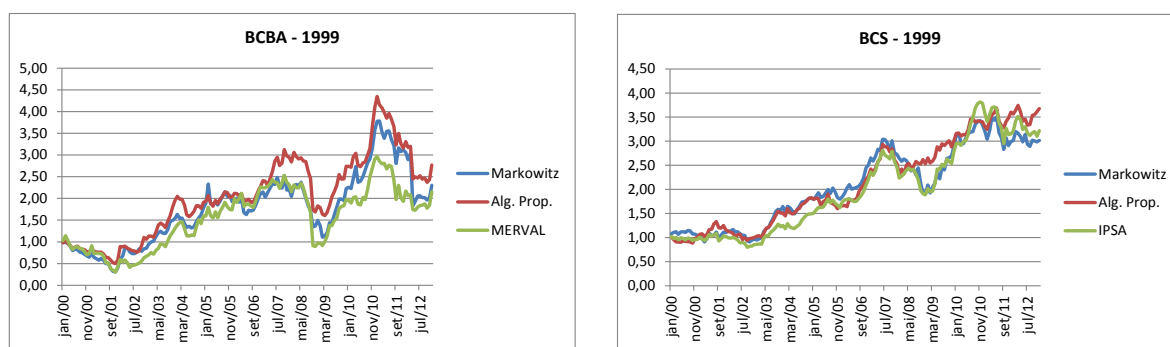


Figura 10 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1999 bolsas BCBA e BCS

As carteiras formadas pelo modelo proposto superaram as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz e as carteiras *proxy* de mercado nas bolsas da Argentina, do Chile e do

México. Na bolsa brasileira, além da carteira formada pelo modelo proposto ter sido superada pelas outras duas carteiras, o seu retorno final foi quase nulo.

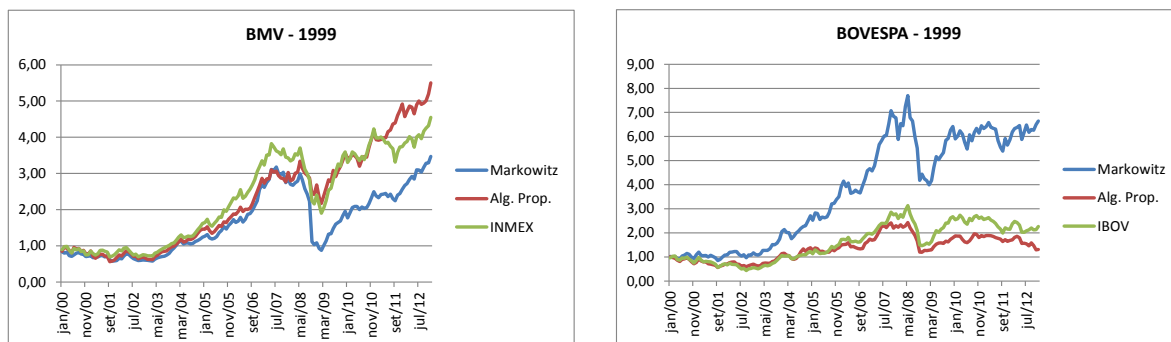


Figura 11 (5): Gráficos das carteiras formadas em 1999 nas bolsas BMV e BOVESPA

Mais uma vez, esses resultados podem indicar que o modelo desenvolvido nesta pesquisa pode resultar em carteiras com bons desempenhos de mercado. Claro que ainda é prematuro afirmar que o modelo apresentado é sustentável e que é capaz de gerar carteiras com ótimos desempenhos de mercado.

Para as carteiras formadas para 2000, têm-se os gráficos apresentados abaixo.

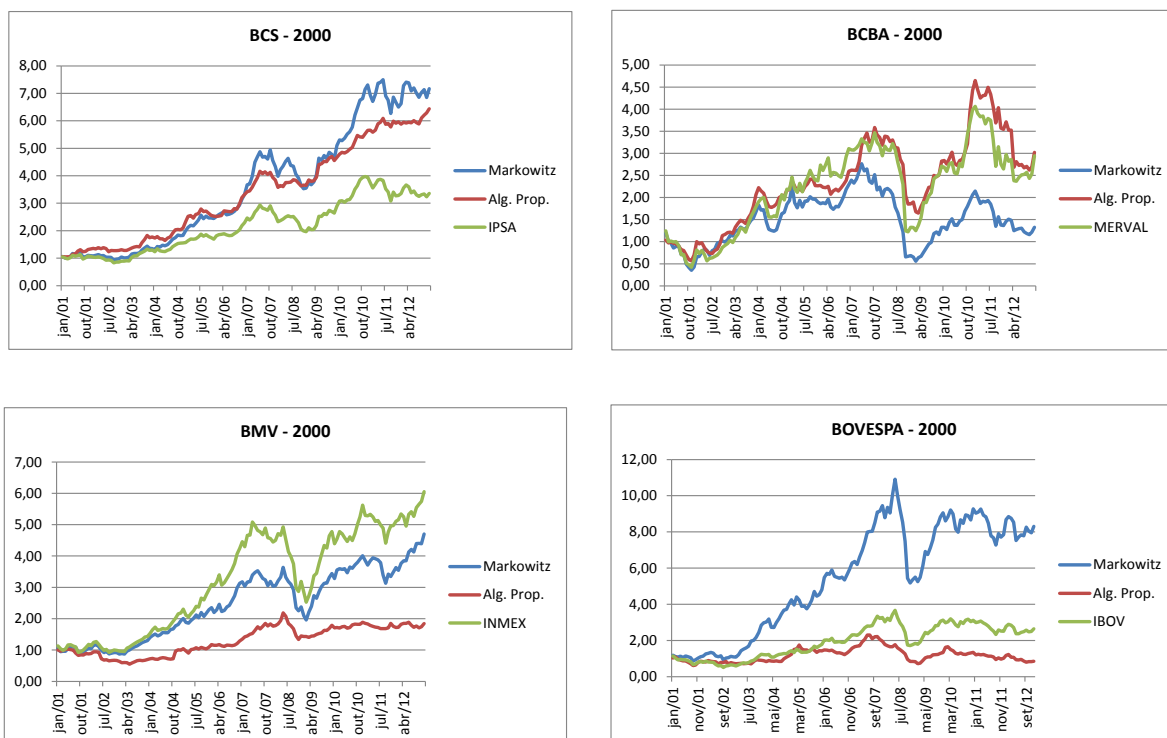


Figura 12 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2000 nas quatro bolsas

Verifica-se que as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz superaram as

carteiras formadas pelo modelo proposto nesta tese em três das quatro bolsas estudadas, a saber: Chile, México e Brasil. Nas bolsas mexicana e brasileira, além do modelo aqui elaborado pelo autor ter obtido um desempenho inferior ao desempenho da carteira *proxy* de mercado e da carteira que se utilizou do modelo de Markowitz, obteve um retorno negativo.

Porém, comparando o desempenho da carteira formada pelo modelo proposto com a carteira *proxy* de mercado, verifica-se que o seu desempenho foi melhor nas bolsas da Argentina e do Chile, com destaque para a bolsa chilena onde o seu retorno foi o dobro do retorno do *Índice de Precios Selectivo de Acciones* (IPSA).

Com as carteiras formadas para 2001 (gráficos apresentados a seguir) aconteceram algumas situações interessantes. Como dito anteriormente, não houve carteira formada pelo modelo de Markowitz para a bolsa da Argentina. Isto aconteceu porque só houve uma ação que tivesse sido negociada em todos os dias de pregões, que foi a do Grupo Financeiro Galícia (GGAL). Esta condição foi uma das restrições do processo de seleção de ativos para o modelo de Markowitz. Desta forma, optou-se por não formar a carteira com um único ativo.

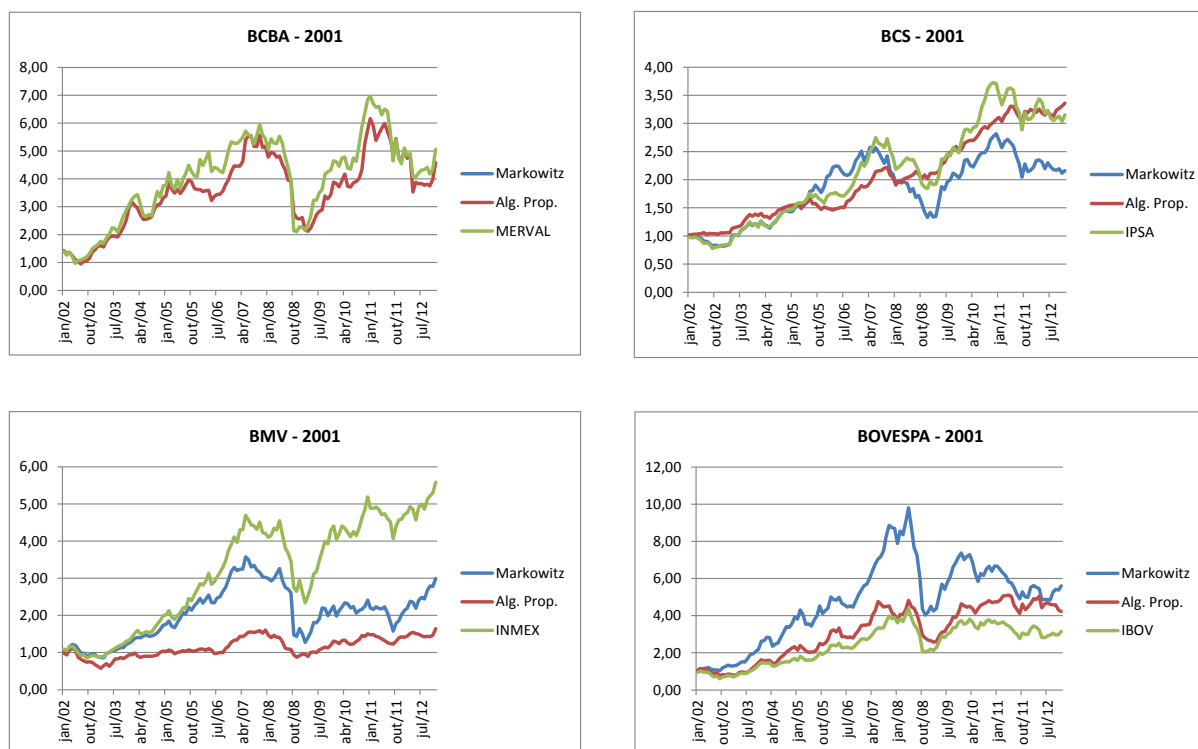


Figura 13 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2001 nas quatro bolsas

Em segundo lugar, observando-se a bolsa chilena, verifica-se que o modelo proposto neste trabalho superou as outras duas carteiras até meados de 2005. A partir deste ponto, as carteiras rivais superaram a carteira do modelo proposto pelo autor, até meados de 2008, época em que ocorreu a crise do *sub-prime* americano. A partir desta data, a carteira que utilizou o modelo de Markowitz perdeu valor e teve um desempenho inferior ao da carteira que utilizou o modelo proposto e, a carteira *proxy* de mercado, também perdeu valor mas obteve um desempenho final praticamente igual ao desempenho da carteira elaborada pelo modelo proposto.

As carteiras formadas pelo modelo proposto para o ano de 2002 não obtiveram um desempenho tão bom quanto às carteiras formadas nos três anos anteriores, com pode ser visto nos gráficos a seguir.

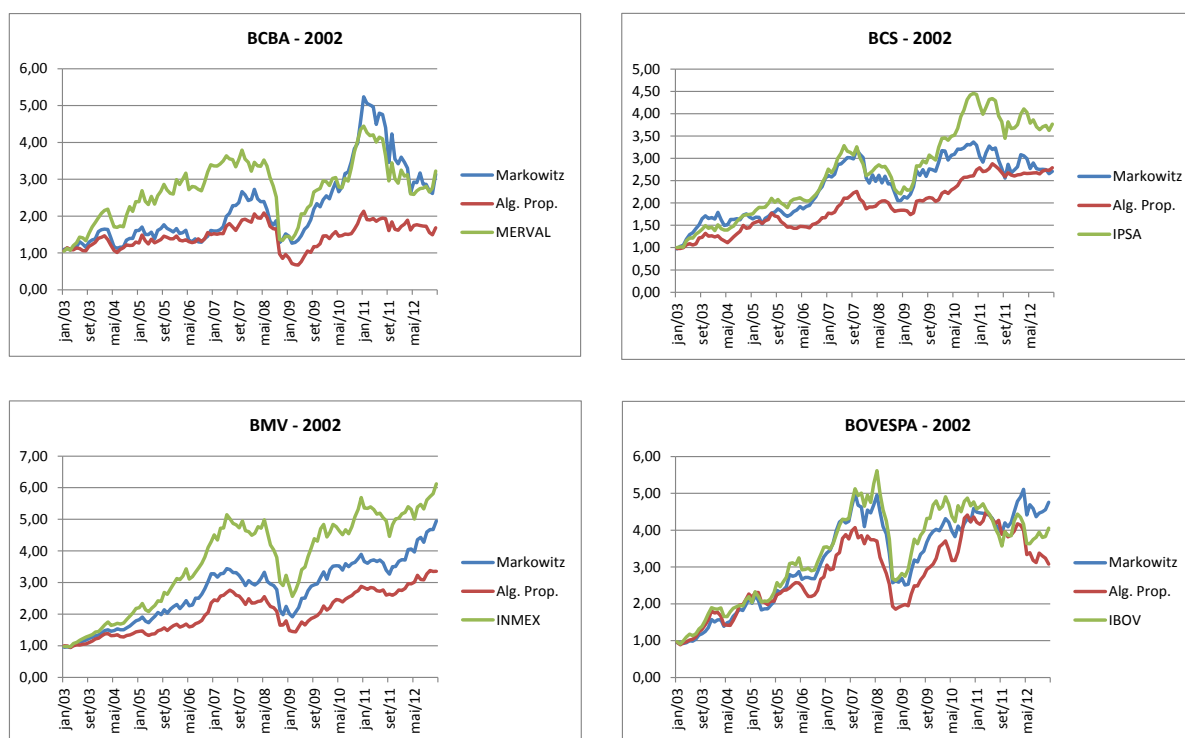


Figura 14 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2002 nas quatro bolsas

O desempenho obtido pela carteira formada pelo modelo proposto em cada uma das quatro bolsas foi inferior ao desempenho obtido pela carteira *proxy* de mercado e pela carteira formada pelo modelo de Markowitz.

Isto mostra, em primeiro lugar, a superioridade do modelo de Markowitz e, em segundo lugar, que o modelo matemático concebido por esta tese ainda pode ser melhorado.

As carteiras formadas pelo modelo proposto, para o ano de 2003, voltaram a ter um bom comportamento, quando comparadas aos seus resultados para o ano de 2002. O destaque vai para as bolsas chilena e brasileira.

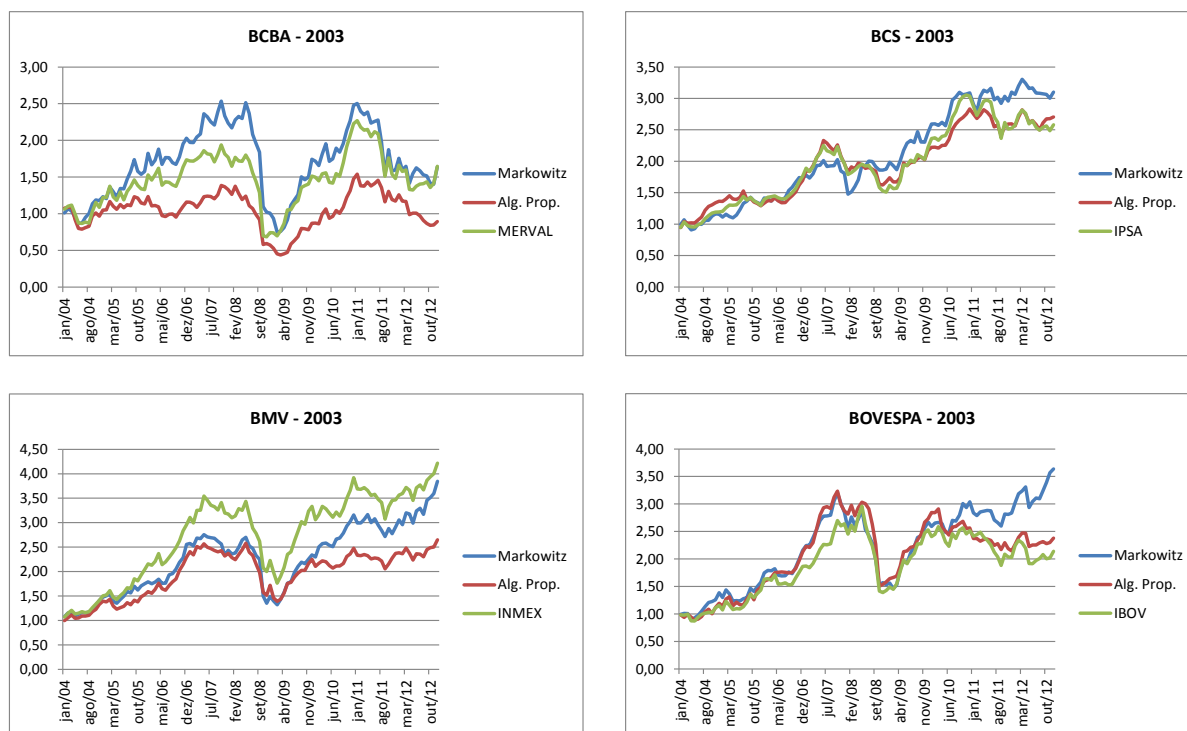


Figura 15 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2003 nas quatro bolsas

Analisando-se essas duas bolsas, verifica-se que a carteira formada pelo modelo proposto superou o desempenho da carteira *proxy* da carteira de mercado. Para o caso da Bovespa, além de ter superado o desempenho do Ibovespa, obteve um desempenho igual ou superior ao desempenho da carteira elaborada pelo modelo de Markowitz, até meados de 2010. A partir deste ponto a carteira elaborada pelo modelo de Markowitz superou as outras duas carteiras e fechou a série histórica com um montante superior a 3,5 vezes o capital investido.

As carteiras formadas pelo modelo proposto para o ano de 2004 também não obtiveram um desempenho muito bom, como é visto nos gráficos a seguir.

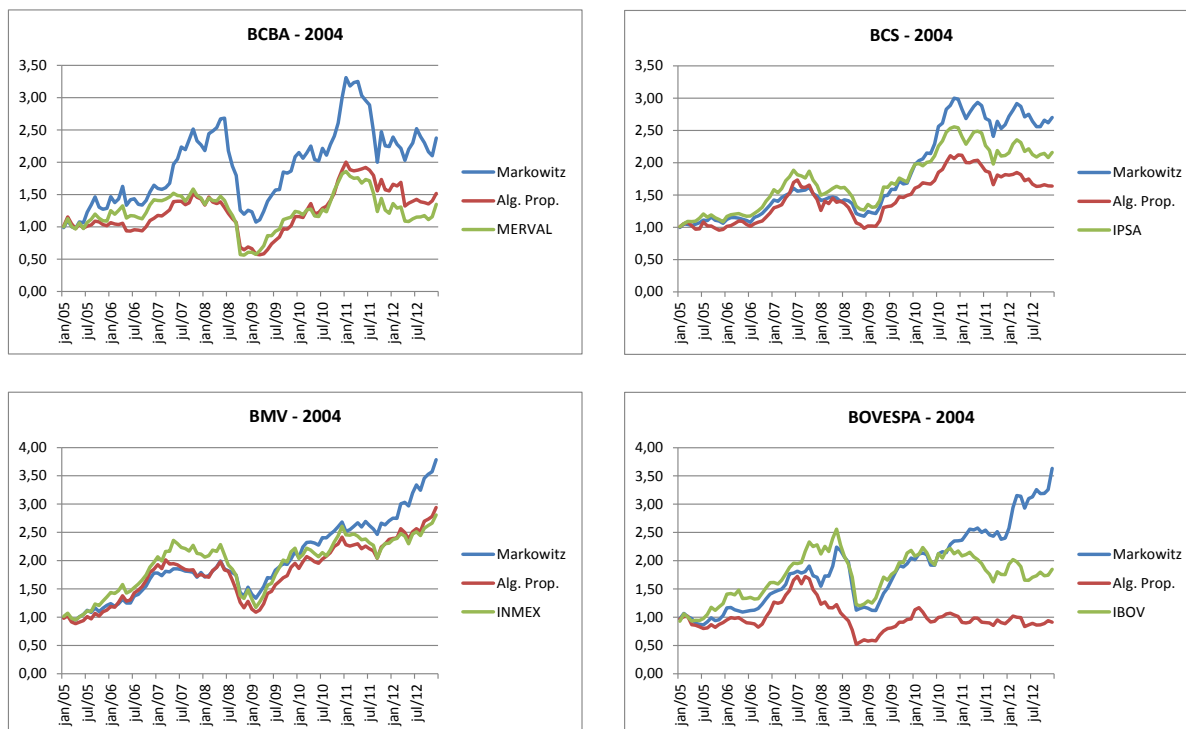


Figura 16 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2004 nas quatro bolsas

O pior desempenho obtido pelo modelo elaborado neste trabalho foi na bolsa de valores de São Paulo. Neste caso, além do desempenho da carteira ter sido inferior ao desempenho das carteiras rivais, ela fechou dezembro do ano de 2012 com um montante inferior ao capital investido, o que indica prejuízo.

Na bolsa da Argentina, a carteira formada pelo modelo proposto apresentou um desempenho superior ao desempenho do índice Merval. Com relação à bolsa mexicana, além da carteira proposta ter tido um desempenho superior ao índice INMEX, ela obteve um desempenho igual ou superior ao desempenho da carteira formada pelo modelo de Markowitz, até meados de 2012.

Já no ano de 2005, as carteiras formadas pelo modelo proposto nas bolsas de valores da Argentina e do México superaram os índices Merval e INMEX, que são as carteiras *proxies* da carteira de mercado. Com relação à carteira formada pelo modelo de Markowitz, obteve-se um desempenho muito parecido na bolsa mexicana. Porém, quando se verificam os gráficos das bolsas chilena e brasileira, esta carteira teve um desempenho inferior às outras

duas carteiras. O pior desempenho foi na bolsa chilena, onde o índice IPSA obteve um desempenho duas vezes melhor e a carteira formada pelo modelo proposto obteve um desempenho quatro vezes melhor.

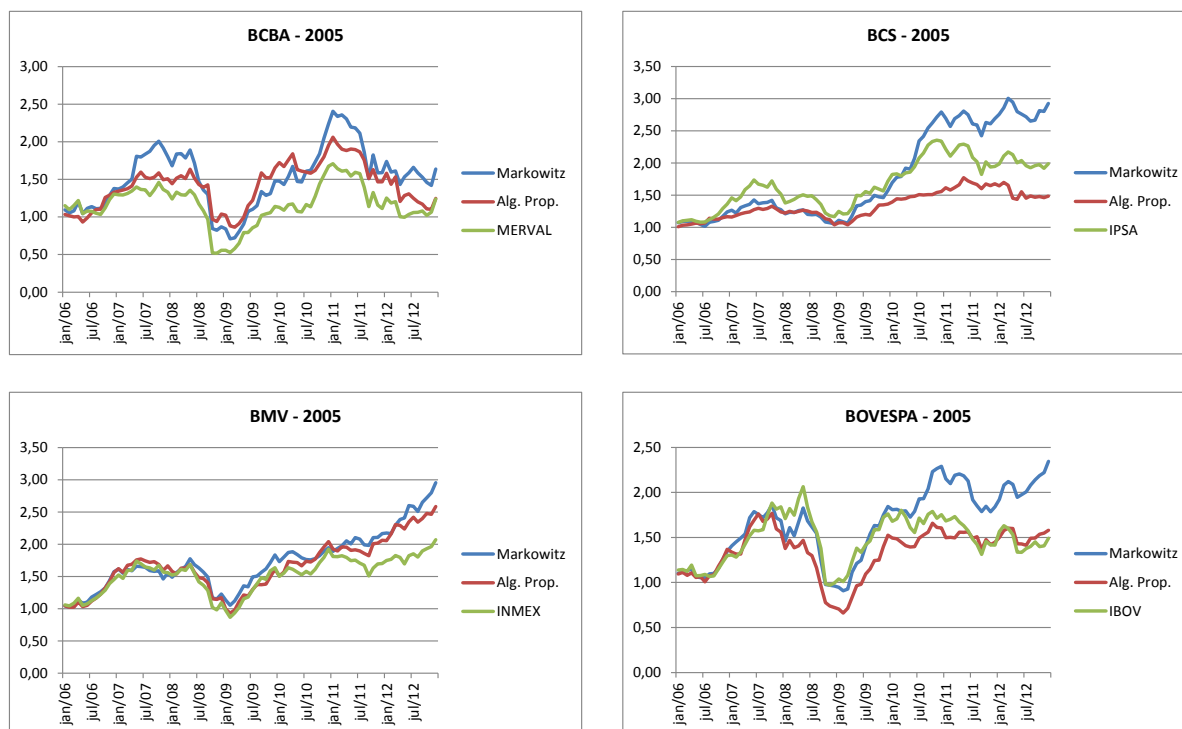


Figura 17 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2005 nas quatro bolsas

Em 2006, o modelo proposto por esta tese formou carteiras que tiveram bons desempenhos, quando comparadas aos desempenhos das carteiras formadas pelo modelo de Markowitz e das carteiras *proxy* de mercado.

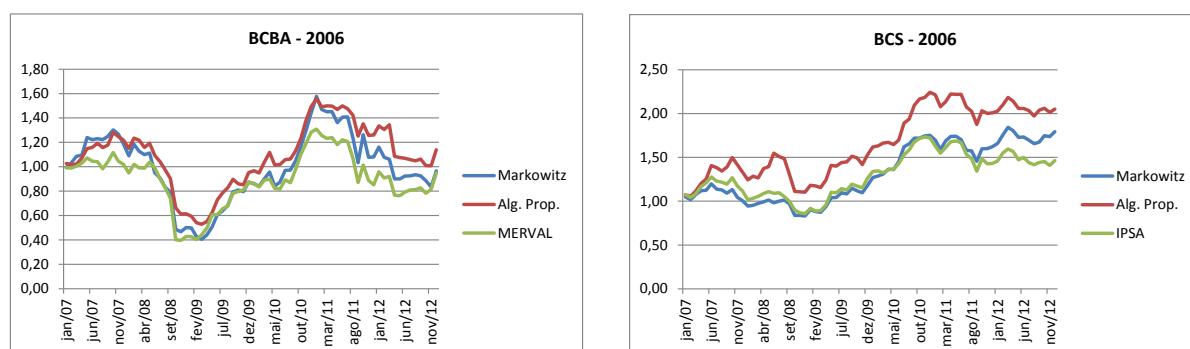


Figura 18 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2006 nas bolsas BCBA e BCS

Na bolsa argentina, a carteira formada pelo modelo de Markowitz obteve um desempenho melhor que o da carteira formada pelo modelo proposto até o fim do ano de 2000. A partir desta data, a carteira formada pelo modelo proposto superou as duas carteiras

rivais e fechou a série analisada com um desempenho melhor. Na bolsa chilena, o desempenho da carteira formada pelo modelo proposto foi duas vezes melhor que o desempenho da carteira *proxy* de mercado e 1,33 vezes melhor que o desempenho da carteira formada pelo modelo de Markowitz.

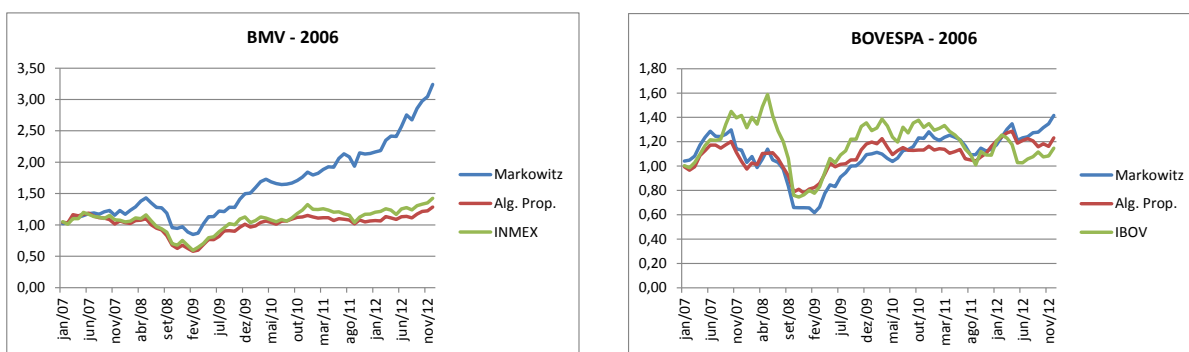


Figura 19 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2006 nas bolsas BMV e BOVESPA

O pior desempenho obtido ocorreu para a bolsa mexicana, onde a carteira formada pelo modelo proposto foi superada pelas duas carteiras rivais. Com relação à bolsa brasileira, a carteira formada pelo modelo proposto só conseguiu superar o Ibovespa no último ano da série e só foi melhor que a carteira formada pelo modelo de Markowitz entre maio de 2008 e maio de 2010, o que foi bom, pois foi o período de perda da série. Isto indica que a carteira perdeu menos valor.

Para o ano de 2007, o que se verifica é que a carteira formada pelo modelo proposto só foi melhor que as carteiras formadas pelos modelos rivais na bolsa da Argentina. Nesta bolsa, além dela ter obtido uma menor perda entre janeiro de 2008 e setembro de 2010, obteve o maior ganho, no final deste mesmo ano. Comparando-se o desempenho final da série histórica, esta carteira foi a única que fechou a série com desempenho positivo.

Na bolsa chilena, a carteira formada pelo modelo proposto obteve um desempenho quase duas vezes maior que o desempenho da carteira *proxy* de mercado, porém um desempenho 50% inferior ao desempenho da carteira formada pelo modelo de Markowitz. O pior desempenho ocorreu para a bolsa brasileira. Enquanto que a carteira formada pelo

modelo de Markowitz obteve um ganho de 40%, a carteira formada pelo modelo proposto obteve uma perda de 60% do seu valor.

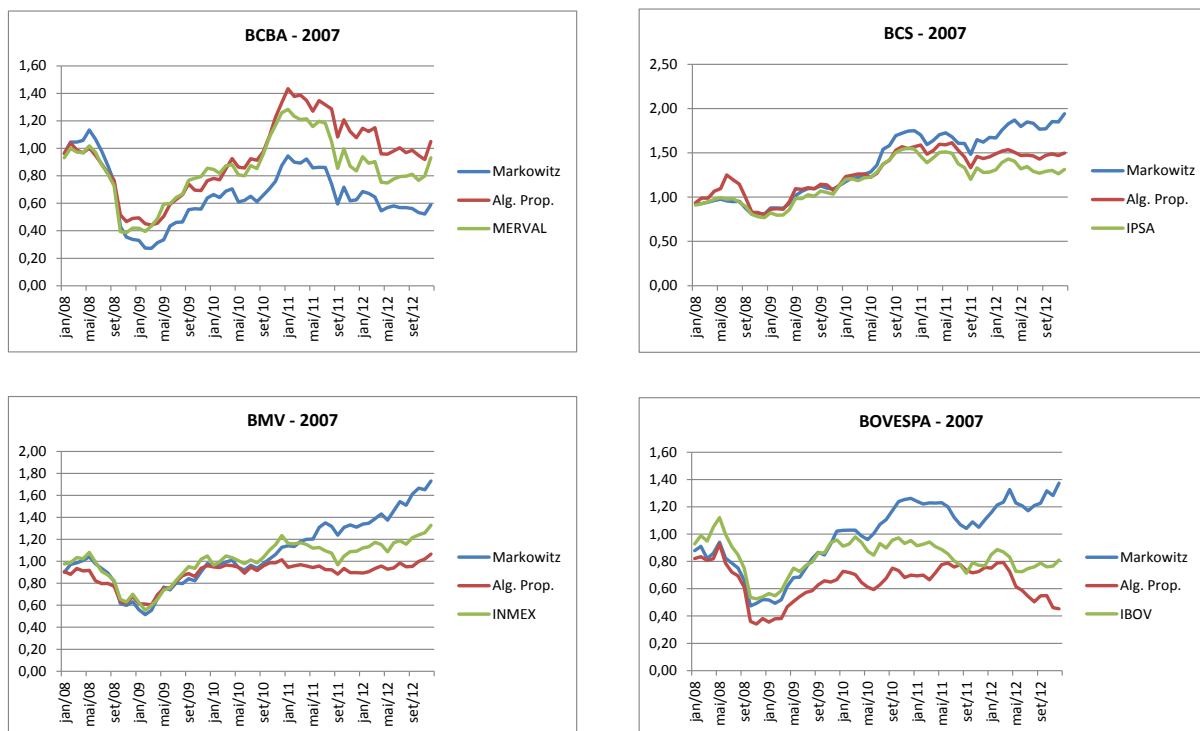


Figura 20 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2007 nas quatro bolsas

Os gráficos do comportamento das carteiras formadas no ano de 2008 são apresentados a seguir. Para esse ano, a carteira formada pelo modelo proposto obteve um desempenho inferior ao das duas carteiras rivais.

O pior desempenho ocorreu para a bolsa da Argentina, pois, além de ter sido superada pelas outras carteiras, não obteve ganho de valor na série de janeiro de 2009 até dezembro de 2012. A melhor estratégia para o investidor teria sido vender todos os papéis em janeiro de 2011, quando a carteira obteve um ganho de 50% do seu valor inicial.

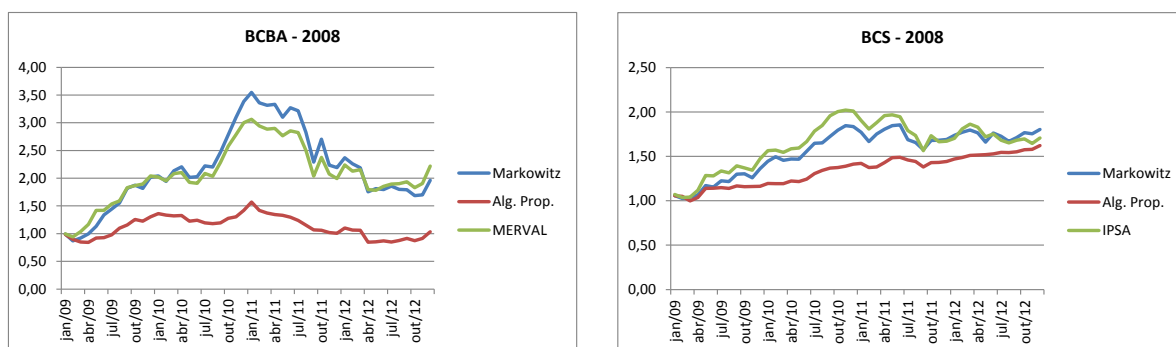


Figura 21 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2008 nas bolsas BCBA e BCS

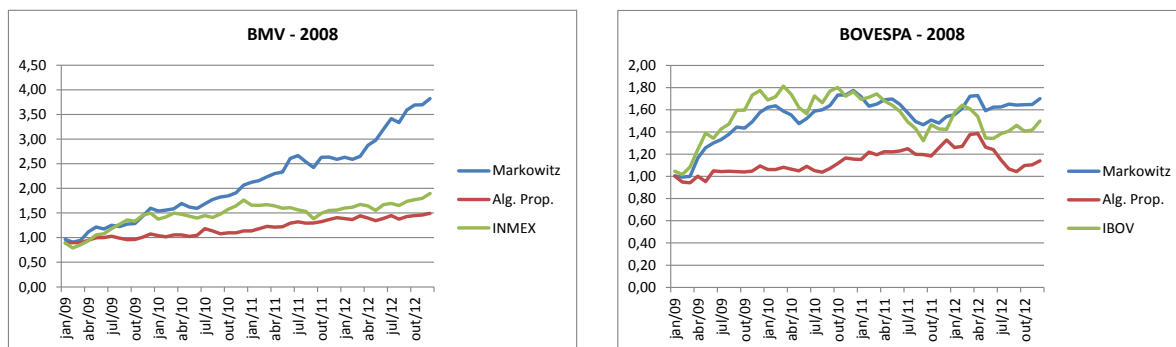


Figura 22 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2008 nas bolsas BMV e BOVESPA

Analisando a carteira formada pelo modelo de Markowitz, se o investidor tivesse utilizado este modelo ele teria tido um ganho de 250% em janeiro de 2011 (dois anos após o início da série). No final da série este ganho teria caído para 100% do capital investido.

Com relação às outras bolsas, o destaque fica para a bolsa do México, onde o modelo de Markowitz construiu uma carteira que obteve um ganho de quase 300%, enquanto que a carteira formada pelo modelo proposto obteve um ganho de, apenas, 50% do capital investido.

Para as carteiras formadas para o ano de 2009, tem-se que, com exceção da bolsa do México, em todas as outras bolsas o modelo proposto construiu carteiras que perderam valor, enquanto que as carteiras construídas pelo o modelo de Markowitz obtiveram ganhos na série histórica analisada.

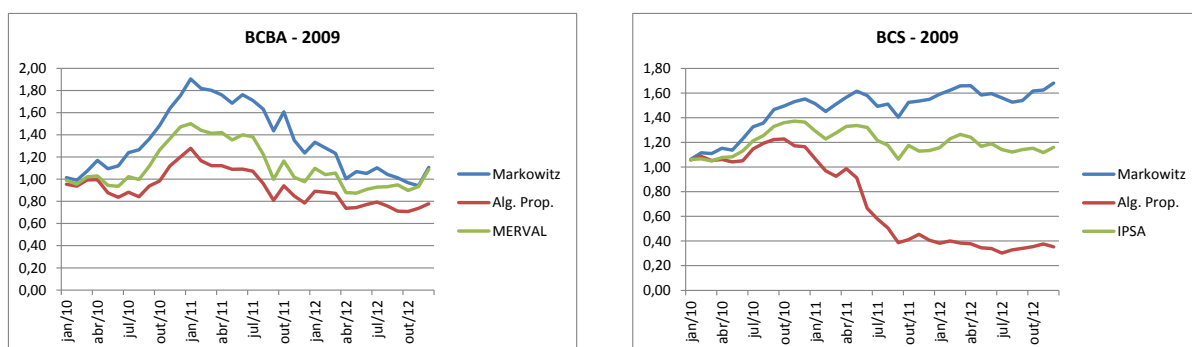


Figura 23 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2009 nas bolsas BCBA e BCS

O pior desempenho foi na bolsa de valores do Chile, onde a carteira formada pelo modelo proposto perdeu mais de 60% do seu valor inicial.

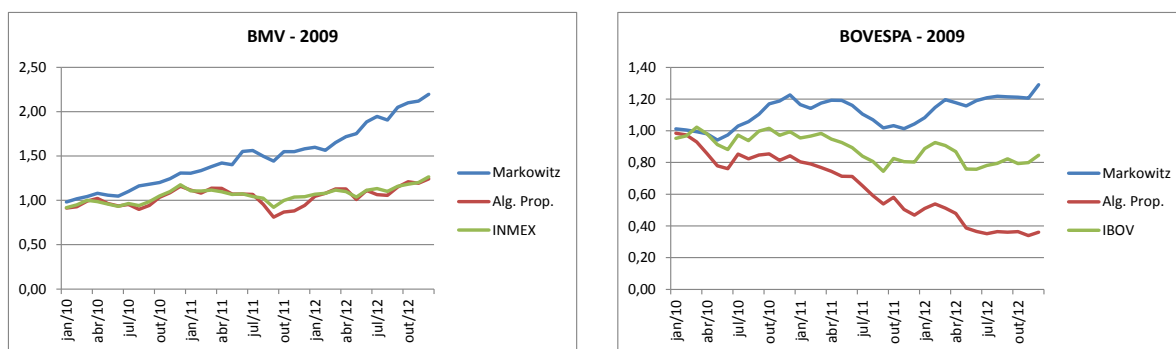


Figura 24 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2009 nas bolsas BMV e BOVESPA

Para as carteiras formadas para o ano de 2010, a situação é um pouco diferente. Na bolsa da Argentina, apesar de ter havido uma perda de valor de, aproximadamente, 20% do capital investido, esta perda foi inferior à perda da carteira formada pelo modelo de Markowitz e da carteira do índice Merval.

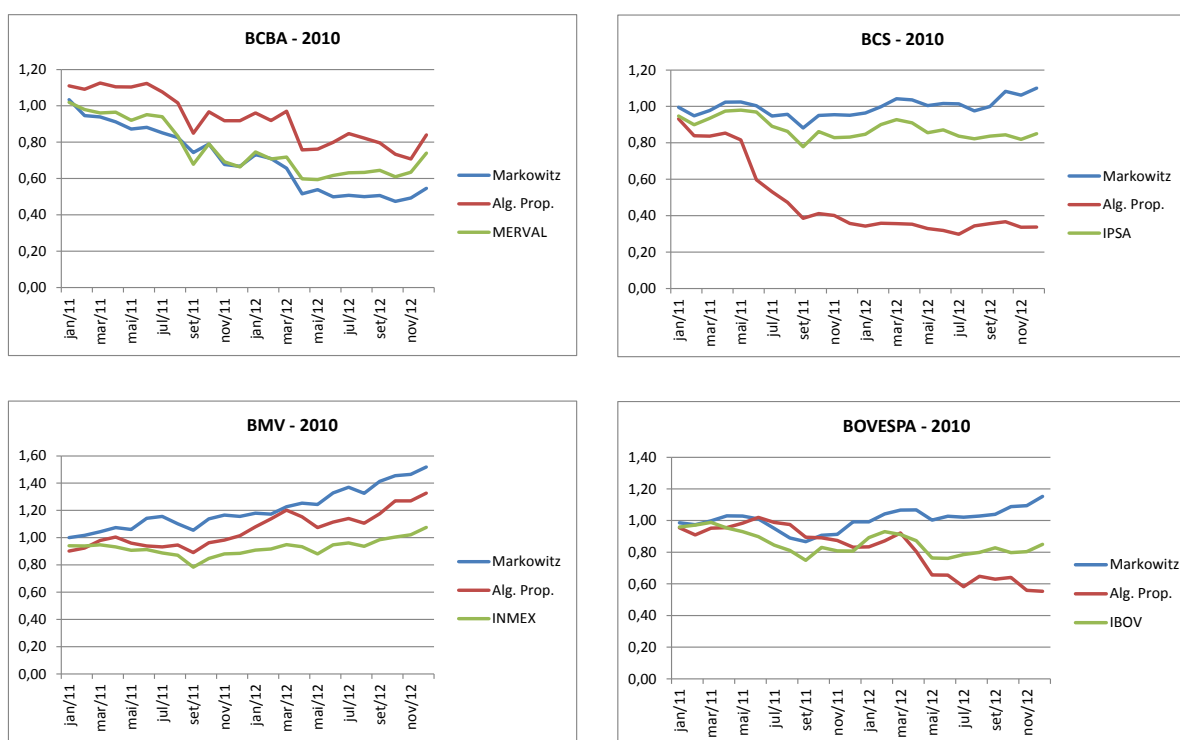


Figura 25 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2010 nas quatro bolsas

Na bolsa chilena, a perda de valor da carteira formada pelo modelo proposto foi superior a 60% do seu capital investido, diferente do que aconteceu com a carteira formada pelo modelo de Markowitz que obteve um ganho de valor na ordem de 10%. Este ganho percentual pode não parecer significativo, mas, quando comparado com a carteira formada

pelo modelo proposto, ela apresentou um valor final quase 200% maior.

Na bolsa mexicana, o modelo proposto formou uma carteira que obteve um desempenho, aproximadamente, 3 vezes maior, o que é um bom resultado. Na Bovespa, o desempenho foi semelhante ao desempenho da bolsa do Chile, porém, com uma perda um pouco menor.

O gráfico das carteiras formadas para o ano de 2011 é apresentado a seguir. Nas bolsas da Argentina e do Brasil as carteiras formadas pelo modelo proposto obtiveram um desempenho superior ao desempenho das carteiras formadas pelo modelo de Markowitz.

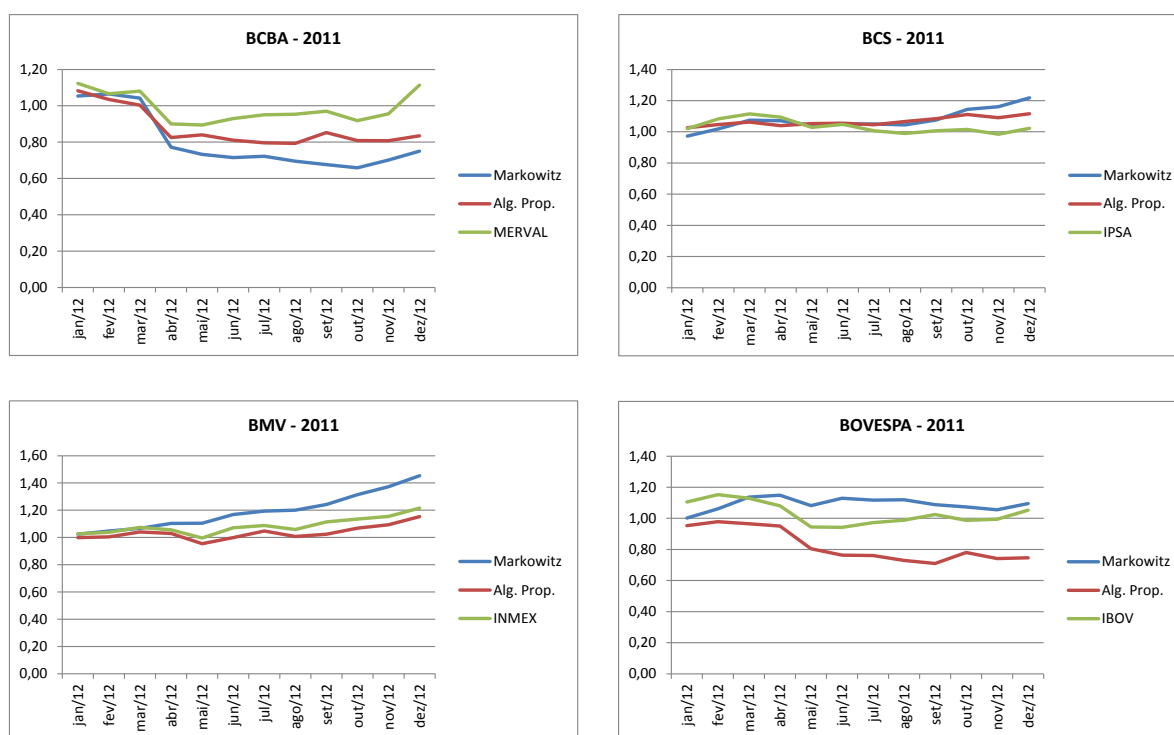


Figura 26 (5): Gráficos das carteiras formadas em 2011 nas quatro bolsas

No caso da bolsa da Argentina, ambas as carteiras perderam valor. Mas, a carteira formada com base nos direcionadores de valor perdeu, aproximadamente, 20% do seu valor inicial, enquanto que a carteira formada pelo modelo de Markowitz perdeu, aproximadamente, 30% de seu valor.

Na bolsa brasileira o patamar da perda de valor da carteira formada pelo modelo proposto foi, aproximadamente, o mesmo. A carteira formada pelo modelo de Markowitz e a

proxy de mercado tiveram um rendimento aproximado de 10% e 5%, respectivamente.

Na bolsa chilena a situação foi favorável à carteira formada pelo modelo de Markowitz. Observando-se o gráfico, verifica-se que esta carteira obteve um acréscimo de valor duas vezes maior que o acréscimo obtido pela carteira formada pelo modelo proposto nessa pesquisa. Já na bolsa mexicana, o modelo proposto nessa tese foi superado pelas duas carteiras rivais.

Para finalizar, fez uma análise dinâmica das carteiras, balanceando-as anualmente. Em janeiro de cada ano a carteira foi desfeita e foi reconstruída, utilizando-se os dados do ano anterior. Os gráficos dessas carteiras são apresentados a seguir.

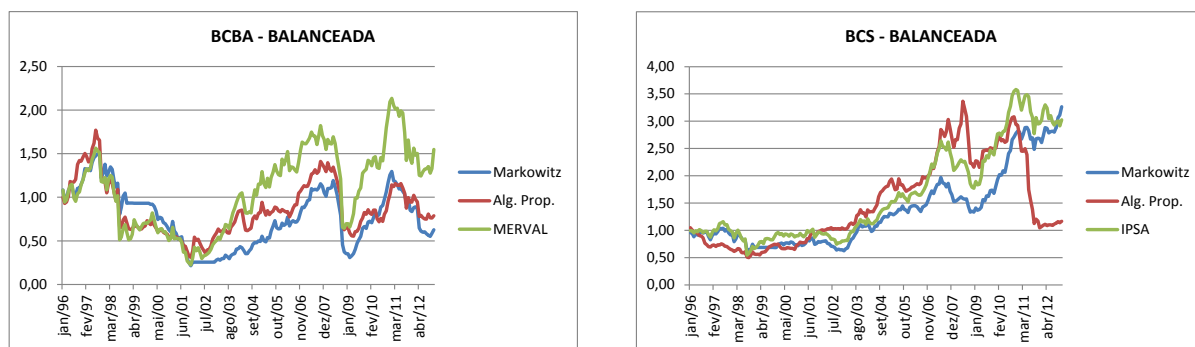


Figura 27 (5): Gráficos dinâmicos das carteiras formadas nas bolsas BCBA e BCS

Para a bolsa da Argentina, tanto a carteira formada pelo modelo proposto, quanto a carteira formada pelo modelo de Markowitz, obtiveram um desempenho inferior a desempenho da carteira *proxy* de mercado, além de terem perdido 25% e 45% do valor investido. Mas, analisando-se apenas as carteiras de Markowitz e do modelo proposto, verifica-se que a o modelo proposto foi superior ao modelo de Markowitz em quase toda a série analisada.

Na bolsa chilena a situação foi bem interessante. A carteira formada pelo modelo proposto foi superior às outras duas carteiras rivais no período de meados de 2001 até o início de 2008. Após esta data esta carteira passou a perder valor e, em 2010, foi superada pela carteira *proxy* de mercado e pela carteira formada pelo modelo de Markowitz. Após esta data, esta carteira entrou em um forte declínio, levando-a a fechar a série com, praticamente, o

mesmo valor do capital inicial que foi investido.

No caso das bolsas mexicana e brasileira, as carteiras formadas pelo modelo proposto foram superadas pelas carteiras formadas pelo modelo de Markowitz e pelas carteiras *proxy* de mercado. Para o caso do Brasil, especificamente, a carteira formada pelo modelo proposto perdeu valor em um declínio quase constante. A carteira que foi construída por meio do modelo de Markowitz obteve um rendimento de 500%, mesmo com a crise econômica de 2007 / 2008.

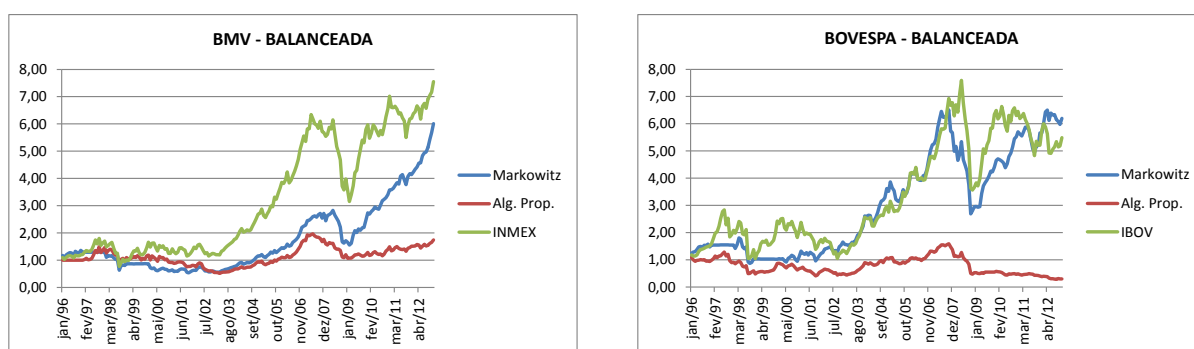


Figura 28 (5): Gráficos dinâmicos das carteiras formadas nas bolsas BMV e Bovespa

Após essas análises, verifica-se que o modelo proposto nessa tese pode ser uma boa alternativa para o processo de seleção de portfólio. Claro que é importante considerar a superioridade do modelo de Markowitz, haja vista que dos 72 gráficos analisados, este modelo superou o modelo proposto em 49 situações. Comparando-se com as carteiras *proxy* de mercado, o desempenho visual do modelo proposto obteve um resultado melhor que o resultado da comparação com o modelo de Markowitz. Dos 72 gráficos analisados, o modelo proposto por essa tese superou a carteira de mercado em 20 situações e empatou com a carteira de mercado em 17 situações.

5.2 Análise de desempenho das carteiras

A seguir, discutem-se os resultados das análises de desempenho pelo Índice de Sharpe Generalizado. O índice de Sharpe mede o desempenho baseado no risco total. Em 1994

Sharpe lançou uma nova versão de seu índice batizada por Brito (1996) como índice de Sharpe Generalizado (ISG). Os resultados do ISG estão apresentados nas tabelas a seguir.

Na Tabela 4 apresentam-se os resultados do ISG para as bolsas de valores da Argentina e do Chile. A análise do índice de Sharpe é muito simples: o melhor desempenho é dado pelo maior valor do índice de Sharpe.

Tabela 7 (5): Índice de Sharpe Generalizado para as bolsas da Argentina e do Chile

Ano de Formação da Carteira	Bolsa de Valores da Argentina		Bolsa de Valores de Chile	
	Markowitz	Alg. Proposto	Markowitz	Alg. Proposto
1995			1,55	1,37
1996			1,60	1,49
1997			1,68	1,53
1998			0,68	1,71
1999			1,69	1,67
2000			1,84	1,75
2001			1,75	1,64
2002	1,18	1,08	1,78	1,71
2003	1,15	0,99	1,78	1,73
2004	1,05	0,87	1,73	1,67
2005	0,95	0,71	1,76	1,50
2006	0,89	0,62	1,70	1,77
2007	0,96	0,74	1,71	1,71
2008	0,91	0,16	1,71	1,46
2009	0,67	0,41	1,78	1,45
2010	-0,18	0,36	1,38	1,19
2011	-0,08	-0,50	1,39	0,84
Balanceada	1,46	1,46	1,52	1,48

Fonte: Cálculo do autor.

Seguindo esta orientação, verifica-se que a carteira formada pelo modelo proposto obteve um desempenho melhor que a carteira formada pelo modelo de Markowitz em, apenas, cinco situações. Isto indica que a carteira formada pelo modelo proposto apresenta uma volatilidade maior que aquela formada pelo modelo de Markowitz.

Mais uma vez, a superioridade do modelo de Markowitz foi comprovada. Desta vez, verifica-se que o modelo de cálculo do risco da carteira desenvolvido por Markowitz (1952), mostrou-se como a melhor alternativa no processo de seleção de portfólio.

Na tabela 5, verificam-se os resultados do ISG para as bolsas do México e do Brasil.

Neste caso, as carteiras formadas pelo modelo proposto obtiveram um desempenho melhor que as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz em 12 situações.

Tabela 8 (5): Índice de Sharpe Generalizado para as bolsas do México e do Brasil

Ano de Formação da Carteira	Bolsa de Valores do México		Bolsa de Valores de São Paulo	
	Markowitz	Alg. Proposto	Markowitz	Alg. Proposto
1995	1,12		0,60	0,44
1996	0,45	1,08	-0,33	0,39
1997	1,20	1,06	0,55	0,33
1998	0,26	0,99	-0,75	0,30
1999	1,22	1,16	0,35	0,26
2000	1,09	0,93	0,42	0,47
2001	1,28	1,02	0,25	0,16
2002	1,12	1,01	0,42	0,40
2003	1,21	1,05	0,44	0,38
2004	1,10	1,16	0,67	0,62
2005	1,18	1,19	0,62	0,57
2006	1,33	1,13	0,49	-0,01
2007	1,42	1,12	0,81	0,84
2008	1,65	1,06	0,09	-0,23
2009	1,31	1,41	-0,34	0,11
2010	1,22	1,36	-0,01	0,18
2011	1,31	1,16	1,02	0,30
Balanceada	1,04	0,95	0,46	0,34

Fonte: Cálculo do autor.

O modelo de Markowitz formou carteiras que obtiveram desempenho melhores que o modelo proposto por esta tese. No entanto, deve-se considerar que esta é a primeira tentativa de se formar carteiras com este modelo. Os resultados obtidos durante este trabalho fizeram eclodir ideias para estudos futuros, apresentadas no capítulo das conclusões.

5.3 Análise de eficiência pelo teste de Wald

Para finalizar a análise dos resultados, utiliza-se o teste de Wald para testar a eficiência das carteiras formadas pelo modelo proposto por essa tese. O pressuposto para a utilização deste teste é de que a carteira de Markowitz está localizada na fronteira eficiente. O resultados dos teste de Wald para as 72 carteiras formadas pelo modelo proposto são apresentados na Tabela 9.

Antes de analisar os resultados apresentados nessa tabela, vale ressaltar que não existem resultados do teste de Wald para a bolsa de valores da Argentina, entre os anos de 1995 a 2001, pelo fato de não existir informações do ativo livre de risco para esses anos. Como o teste de Wald é baseado na versão Sharpe-Lintner do modelo CAPM, que considera o ativo livre de risco, não foi possível calcular os seus valores. Além dessas ocorrências, não existe, também, resultado do teste de Wald para o ano de 1995, na bolsa de valores do México. Isso ocorreu, pelo fato do Economática não ter disponibilizado os dados relativos à alavancagem financeira e Beta dos ativos para o ano de 1995.

Tabela 9 (5): Resultados do teste de Wald

Ano de Formação da Carteira	Bolsa de Valores da Argentina	Bolsa de Valores de Chile	Bolsa de Valores do México	Bolsa de Valores de São Paulo
1995		-0,07		-0,07
1996		-0,04	0,35	0,34
1997		-0,05	-0,07	-0,09
1998		0,59	0,41	0,48
1999		-0,01	-0,03	-0,04
2000		-0,02	-0,07	0,03
2001		-0,03	-0,12	-0,04
2002	-0,05	-0,02	-0,05	-0,01
2003	-0,07	-0,01	-0,08	-0,03
2004	-0,09	-0,02	0,03	-0,02
2005	-0,11	-0,08	0,01	-0,03
2006	-0,13	0,02	-0,09	-0,19
2007	-0,10	0,00	-0,13	0,01
2008	-0,29	-0,08	-0,23	-0,12
2009	-0,12	-0,10	0,05	0,19
2010	0,25	-0,09	0,07	0,08
2011	-0,14	-0,24	-0,07	-0,29
Balanceada	0,00	-0,02	-0,04	-0,05

Fonte: Cálculo do autor.

Os valores do teste de Wald foram favoráveis ao modelo proposto. A carteira balanceada da bolsa de valores da Argentina obteve um valor igual a zero para o teste de Wald. Isto significa que esta carteira está na fronteira eficiente. Com relação a esse cálculo, destaca-se que a série histórica utilizada foi de 2002 a 2012, pois, como explicado anteriormente, não existem informações do ativo livre de risco da bolsa de valores da

Argentina até o ano de 2001.

Para os outros valores calculados, verifica-se que em 27 casos, o módulo do valor do teste de Wald ficou dentro do intervalo $0 < W \leq 0,05$ e que em 17 situações o módulo do valor do teste de Wald ficou dentro do intervalo $0,05 < W \leq 0,10$. Este resultado indica que, em 28 de 64 valores calculados (43,75%) os valores do teste ficaram dentro de uma variação de até 0,05, e que em 45 de 64 (70,31%) observações, os valores do teste ficaram dentro de uma variação de até 0,10, indicando uma proximidade da fronteira eficiente.

Este resultado não rejeita a hipótese H_2 desta tese, a qual diz que uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor está próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de eficiência elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989).

Os resultados apresentados mostram que o modelo de Markowitz formou carteiras que tiveram um melhor resultado absoluto, a partir de uma aplicação de uma unidade monetária (\$ 1), e um melhor desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado (1994). Porém, pelos resultados obtidos no teste de Wald e nas análises gráficas, verifica-se que este modelo pode ser melhorado e pode ser uma alternativa no processo de seleção de portfólio.

6 Conclusão

A Moderna Teoria de Carteiras teve seu início na década de 1950. Um dos trabalhos que contribui para a evolução dos estudos das Finanças foi o trabalho de Harry Markowitz, em 1952, o qual desenvolveu um modelo de seleção de portfólio por meio da minimização do risco da carteira. O grande mérito de Markowitz foi o desenvolvimento de um modelo matemático para calcular o risco de uma carteira, considerando as covariâncias entre os ativos que a formam. Desta forma, Markowitz conseguiu combinar ativos, de tal forma que a entrada ou saída de um título no portfólio influenciava todos os outros títulos.

Na conclusão de seu trabalho, Markowitz (1952, p. 91) afirma que “métodos que levem em conta mais informações, podem ser encontrados”. Para Markowitz, o que se “necessita é, essencialmente, uma reformulação ‘probabilística’ dos títulos analisados”, os quais ele considera que fazem parte do que ele chama de primeiro estágio no processo de seleção de portfólio¹¹. No final de seu trabalho, ele reafirma que a sua pesquisa focou o segundo estágio e que não considerou o primeiro estágio¹² Markowitz (1952, p. 91).

Na tentativa de desenvolver um modelo para selecionar os títulos (primeiro estágio) que poderiam fazer parte do segundo estágio do processo de seleção de carteiras do modelo de Markowitz, iniciou-se um estudo de indicadores financeiros que fossem capazes de prever a capacidade de geração de valor das empresas, os quais são denominados de direcionadores de valor. A crença que se tinha era de que os títulos que tivessem em sua idiosincrasia a capacidade de gerar valor, seriam as melhores opções para serem utilizadas no modelo de Markowitz. No decorrer dessa pesquisa, percebeu-se que estudos dessa natureza existem há mais de 40 anos e ainda continuam existindo.

¹¹ *I believe that better methods, which take into account more information, can be found. I believe that what is needed is essentially a “probabilistic” reformulation of security analysis. I will not pursue this subject here, for this is “another story”* Markowitz (1952, p. 91).

¹² *In this paper we have considered the second stage in the process of selecting a portfolio. This stage starts with the relevant beliefs about the securities involved and ends with the selection of a portfolio. We have not considered the first stage: the formation of the relevant beliefs on the basis of observation.*

Além disso, verificou-se que ao invés de se propor um filtro para seleção de ativos que seriam utilizados no modelo de Markowitz, poder-se-ia desenvolver um modelo para selecionar os ativos e montar o portfólio, por meio da determinação de seus pesos e da quantidade de ativos que fariam parte da carteira, criando assim um modelo rival ao modelo de Markowitz. Desta forma, esta tese teve como principal objetivo utilizar os direcionadores de valor na seleção de ativos para compor uma carteira de ações.

A questão subjacente a este objetivo era a de que uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor apresenta um bom desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado (SHARPE, 1994) e está próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de eficiência elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989).

Para se chegar a este objetivo geral, primeiramente identificaram-se os principais direcionadores de valor, estudados há mais de 40 anos. Em seguida, desenvolveu-se um modelo para selecionar os ativos e montar as carteiras. Na sequência, comparou-se a evolução das carteiras com as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz, que foi o modelo rival desta tese, e com as carteiras *proxy* de mercado. Não obstante, avaliou-se o desempenho destas carteiras por meio do Índice de Sharpe Generalizado (SHARPE, 1994) e comparou-se com o desempenho obtido pelas carteiras formadas pelo modelo de Markowitz. Para finalizar, testou-se a eficiência destas carteiras por meio do teste de eficiência elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989), conhecido como teste de Wald.

Com relação ao primeiro objetivo específico, verificou-se que desde o trabalho de Ball e Brown, em 1968, muitos outros trabalhos surgiram com o objetivo de estudar a relação entre variáveis capazes de exercer influência no desempenho dos títulos das empresas. Além do trabalho de Ball e Brown (1968) os trabalhos de Black (1998), Gul, Leung e Srinidhi (2000) e Charitou, Clubb e Andreou (2001) também buscaram analisar as margens de lucros inesperadas e os retornos acima da média nas ações. Já os trabalhos de Easton e Harris (1991),

Pasin (2004) e Collins e Kotari (1994) focaram na influência da margem bruta.

Para complementar essas pesquisas, pode-se destacar os estudos de Court e Lock (1999), Rees e Sivaramakrishnan (2001), Ertimur, Livnat e Martikainen (2003) e Paula Leite e Sanvicente (1990) que verificaram a influência da receita líquida nos retornos dos ativos. Finalizando, ressaltam-se os trabalhos de Fama e French (1992) e Costa Junior e Neves (2000) que estudaram a influência do Valor Patrimonial/Valor de Mercado, Beta, Tamanho, Alavancagem e Preço/Lucro no retorno das ações e as pesquisas de Nagano, Merlo e Silva (2003) e Paula Leite e Sanvicente (1990) que verificaram se o retorno dos ativos era influenciado pelas seguintes variáveis: Valor Patrimonial/Valor de Mercado, Preço/Lucro, Vendas/Preço e Beta.

A construção das carteiras de ações com base nos direcionadores de valor das empresas, que foram o segundo e terceiro objetivos específicos dessa tese, só foi possível por meio da elaboração de um modelo. O modelo proposto objetivou hierarquizar os ativos por meio de seus direcionadores de valor e escolher os ativos, em ordem decrescente, até que o risco da carteira se estabilizasse. O peso dado a cada ativo em cada uma das carteiras variou de acordo com a quantidade de ativos que a carteira teve. Se a carteira fosse formada por apenas um ativo, o peso deste ativo seria de 100%. Para portfólios formados por mais de um ativo, somaram-se as notas que cada um dos ativos obteve no processo de hierarquização e o peso de cada ativo foi a razão entre a sua nota individual e a soma das notas dos ativos.

Desta forma, foram formadas 1.440 carteiras com o modelo proposto. Para a construção das carteiras no ano de 1995, por exemplo, utilizaram-se os dados dos direcionadores de valor em 31 de dezembro de 1995, e os valores dos retornos anuais desses mesmos ativos. Após a aplicação do modelo proposto, selecionaram-se os 20 ativos de cada uma das quatro bolsas e montaram-se as carteiras. O cálculo dos riscos de cada uma das carteiras foi feito por meio do cálculo dos desvios-padrão dos retornos diários dessas

carteiras, no ano de 1995. Para os anos seguintes, obedeceu-se à mesma lógica.

O terceiro objetivo específico, que foi comparar a evolução das carteiras com as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz e com as carteiras *proxy* de mercado foi alcançado por meio de uma análise gráfica comparativa da evolução de uma aplicação de \$ 1 (uma unidade monetária) entre a carteira formada pelo modelo proposto, carteira formada pelo modelo de Markowitz e a carteira *proxy* de mercado de cada uma das respectivas bolsas.

Como resultado destas análises, verificou-se que dos 72 gráficos analisados, o modelo proposto superou o modelo de Markowitz em 23 situações. Comparando-se com as carteiras *proxy* de mercado, o desempenho do modelo proposto obteve um resultado melhor que o resultado da comparação com o modelo de Markowitz. Dos 72 gráficos analisados, o modelo proposto por esta tese superou a carteira de mercado em 20 situações e empatou com a carteira de mercado em 17 situações.

A avaliação do desempenho da carteira por meio do Índice de Sharpe Generalizado (1994) e o teste de eficiência destas carteiras por meio do teste de Wald foi realizado. Como resultado, verificou-se que as carteiras formadas pelo modelo proposto obtiveram um desempenho melhor que as carteiras formadas pelo modelo de Markowitz em 17 situações. Para o caso do teste de Wald, verificou-se que em 27 casos, o módulo do valor do teste ficou dentro do intervalo $0 < W \leq 0,05$ e que em 17 situações o módulo do valor do teste de Wald ficou dentro do intervalo $0,05 < W \leq 0,10$.

Este resultado indica que, em 28 de 64 valores calculados (43,75%) os valores do teste ficaram dentro de uma variação de até 0,05, e que em 45 de 64 (70,31%) observações, os valores do teste ficaram dentro de uma variação de até 0,10, indicando uma proximidade da fronteira eficiente.

Diante desses resultados, verifica-se que a hipótese 1, a qual afirmam que uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor apresenta um bom desempenho de

mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado (1994) e uma baixa volatilidade, pode ser rejeitada, pelo menos por enquanto. Já a hipótese 2, a qual diz que uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor está próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de Wald, não pode ser rejeitada.

No decorrer deste estudo, algumas limitações, dificuldades, constatações e ideias surgiram. Como limitação, tentou-se utilizar os dados da Bolsa de Valores de Nova Iorque e da NASDAQ, mas o Economática não disponibiliza os dados de quantidade de títulos negociados, que é fundamental para o cálculo do índice de negociabilidade; e não tem os registros da alavancagem financeira das empresas, que foi um dos direcionadores de valor utilizado. Desta forma, preferiu-se por descartar esses dados.

A partir das ideias que surgiram, sugerem-se proposições para estudos futuros. Estas proposições podem ser divididas em três categorias: proposições de cunho teórico; proposições de cunho empírico; e proposições de cunho aplicado.

As proposições de cunho teórico encontram-se diretamente ligadas ao modelo proposto e exige um conhecimento mais profundo do pesquisador. Uma sugestão é a utilização de regressões múltiplas com intercepto diferente de zero ou o uso de modelos lineares generalizados ao invés de uma regressão múltipla com intercepto igual a zero, como foi realizado neste trabalho. A vantagem dos modelos lineares generalizados é que o pesquisador tem a liberdade de determinar (ou testar) a distribuição dos erros aleatórios, o que não foi possível com o uso da regressão linear. Desta forma, os betas das regressões poderão ser mais bem estimados, o que poderá ocasionar em um melhor resultado.

Outra sugestão de cunho teórico é o uso de um modelo de causa e efeito para a determinação dos direcionadores de valor a serem utilizados. O uso de um modelo Logit parece ser uma boa opção, haja vista que este modelo é estocástico e uma das propriedades dos modelos estocásticos é Independência das Alternativas Irrelevantes (IIA). Além disso,

este modelo é multivariado e tem como objetivo identificar a importância relativa de um conjunto de variáveis independentes em uma variável dependente.

Com relação às sugestões de cunho empírico, sugere-se a utilização de outros direcionadores de valor, tanto em qualidade quanto em quantidade. O termo qualidade refere-se aos outros diferentes direcionadores de valor que não foram testados nesta tese. Já o termo quantidade, diz respeito à quantidade de variáveis independentes utilizadas no modelo de regressão que estimou os pesos dos direcionadores de valor. Desta forma, podem-se fazer várias combinações com vários direcionadores de valor na busca de um melhor modelo de regressão.

No que se refere à proposição de cunho aplicado, sugere-se replicar este estudo em outros mercados, principalmente os mercados maduros e dos países desenvolvidos. Esta tese tentou utilizar dados das bolsas de valores dos Estados Unidos. Mas, por uma limitação do banco de dados, não foi possível testar as hipóteses na bolsa de valores de Nova Iorque e na NASDAQ. Então, caso haja acesso ao banco de dados dessas bolsas, aconselha-se testar este modelo para verificar o resultado que ocorre.

Ainda dentro da sugestão de cunho aplicado, pode-se testar a quantidade de vezes que o modelo proposto apresenta um desempenho melhor que o desempenho do modelo de Markowitz, ao longo do tempo.

Referências

- ADELMAN, M. A.; WATKINS, G. C. Reserve asset values and the Hotelling valuation principle: further evidence. **Southern Economic Journal**. n. 61, vol. 1, pp. 664–73 1994.
- AKALU, M. M. Measuring and Ranking Value Drivers. **Tinbergen Institute Discussion Paper**. Department of Marketing & Organization. Faculty of Economics, Erasmus University. Rotterdam, NL, 2002.
- ALI, A.; POPE, P. F. The incremental information content of earnings, funds flow and cash flow: the UK evidence. **Journal of Business and Financial Account**. V. 22, p. 19-34, 1995.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v. 17, n. 2, p.223-249, dez. 1986a.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Liquidity, assets prices. **Financial Analysts Journal**, v. 42, n. 3, p. 43-48, maio./jun., 1986b.
- AMSLER, C. E.; SCHMIDT, P. A Monte Carlo investigation of the accuracy of multivariate CAPM tests. **Journal of Financial Economics**. Elsevier, vol. 14 n.3. p. 359-375, September. 1985.
- ARAÚJO, E.; FAJARDO, J.; TAVANI, L. C. di. CAPM usando uma carteira sintética do PIB Brasileiro. **Estudos Econômicos**. v. 36 n. 3 São Paulo jul./set. 2006.
- BACHELIER, L. **Théorie de la spéculation**. Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure, Sér. 3, 17, p. 21-86, 1900. Disponível em: <http://www.numdam.org/item?id=ASENS_1900_3_17__21_0>. Acesso em: 20 de abril de 2009.
- BAIMA, F. R.; COSTA JR., N. C. A. **Avaliação de desempenho dos investimentos dos fundos de pensão**. XIX Congresso brasileiro dos fundos de pensão. Florianópolis: **Anais...**, 1998.
- BALL, R. J.; BROWN, P. An empirical valuation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**. p. 159-178, 1968
- BALLOU, R. H. **Logística Empresarial**: transportes, administração de materiais e distribuição física. São Paulo: Atlas, 1993.
- BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics** vol. 9, p. 3-18, 1981.
- BARATEIRO, A. C. C. **Fundo especial de investimento – commodities** agrícolas. Dissertação de Mestrado. 53f. Universidade Técnica de Lisboa – Instituto Superior de Economia e Gestão. Lisboa: UTL, 2010.
- BARBEE, W. C.; MUKHERJI, S.; RAINES, G. Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size? **Financial Analysts Journal**. v. 52, n. 2, p. 56–60, 1996.
- BASU, S. Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings

ratios: a test of market efficiency. **Journal of Finance**. vol. 32, n. 2 p.663-682. Jun. 1977.

BASU, S. The Relationship Between Earnings' yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence. **Journal of Financial Economics**. n. 12, p. 129-156, jun. 1983.

BERNSTEIN, P. L. Desafio aos deuses: a fascinante história do risco. Rio de Janeiro: Campus, 1997.

BESSA, H. A. **Um estudo sobre a persistência de performance positiva dos fundos Ibovespa ativos**. 116 f. Dissertação apresentada à Escola Brasileira de Administração pública para obtenção do grau de mestre. FGV-Rio, 2001.

BHANDARI, L. C. Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. **Journal of Finance**. Vol. 43, p. 507-528, 1988.

BLACK, E. L. Which is more value relevant: earnings or cash flow? **Working paper SSRN**, 1998.

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**. Vol. 45, n. 3, p. 444-455, Jul. 1972.

BRIGHAM, E. F., EHRHARDT, M. C. **Administração Financeira – Teoria e Prática**. São Paulo: Thomson Learning, 2007.

BRITO, N. R. Gestão Segmentada de Investimentos: Avaliação de Desempenho e Terceirização. **Revista da ANBID**. s/n, 1996.

BRITO, N. R. O. **O efeito da diversificação de risco no mercado acionário brasileiro**. Gestão de Investimentos. São Paulo: Atlas, 1989.

BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na Bovespa (1988-1996). In: Encontro Anual da Associação Nacional do Programas de Pós-Graduação em Administração, 22, 1998. **Anais...** Foz do Iguaçu, 1998.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C.. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1996.

CAMPBELL, J., LETTAU, M., MALKIEL, B., XU, Y. Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. **Journal of Finance**. v. 56, p. 1-43, 2001.

CAÑIBANO, L.; GARCÍA-AYUSO, M.; SANCHEZ, P. Accounting for intangibles. **Journal of Accounting Literature**, v.19, p.102-130, 2000.

CARDOSO, A. C. **Análise de persistência de performance nos fundos de previdência complementar entre 2001 e 2004**. Dissertação de Mestrado. 112 f. Faculdade de Economia e Finanças Ibmecc. IBEMEC-Rio, 2006.

CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**. vol. 52, n. 1, p. 57-82. Mar., 1997.

CASELLA, G. Leverage and regression through the origin. **American Statistician**, n. 37 vol. 2, pp. 147–52, 1983.

CERETTA, P. S.; COSTA JR., N. C. A. **Quantas ações tornam um portfólio diversificado no mercado de capitais brasileiro?** In: COSTA JR., N. C. A.; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F. **Mercado de Caitais: análise empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2000.

CHAMBERS, R. L.; DUNSTAN, R. Estimating distribution functions from survey data. **Biometrika**, n. 73, vol. 3, pp. 597–604, 1986.

CHARITOU, A.; CLUBB, C.; ANDREOU, A. The value relevance of earnings and cash flows: Empirical evidence for Japan. **Journal of International Financial Management and Accounting**, 11, p. 1-22, 2000.

CHENG, C. S. A.; HOPWOOD, W. S.; MCKEOWN, J. C. Nonlinearity and specification problems in unexpected earnings response regression models. **The Accounting Review**. V. 67, p. 579-598, 1992.

CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM A., ANSHUMAN V. R.. Trading activity and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.59, n.1, p. 3–32, 2001.

CHUNG, K. H.; PRUITT, S. W. A Simple Approximation of Tobin's Q. **Financial Management**. v. 23, n. 3, Autumn, 1994.

COLLINS, D.; KOTHARI, S. A Theoretical and empirical analysis of determination of earnings response coefficients. **Journal of Accounting and Economics**. vol. 11, p. 143 – 181, 1989.

COPELAND, T.; KOLLER, T.; MURRIN, J. **Avaliação de empresas: valuation – calculando e gerenciando o valor das empresas**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2002.

CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F.; BRESSAN, A. A. O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercado das ações negociadas no mercado acionário Brasileiro. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE**, v. 5, n. 2, p.111-118, 2008.

COSTA JR., N. C. A.; NEVES, M. B. E. As variáveis fundamentalistas e o retorno das ações no Brasil. **Revista Brasileira de Economia – RBE**. Vol. 54, n. 1 p. 123-137, jan./mar., 2000.

COURT, D.; LOCH, M. Capturing the value. **Advertising age**. V. 70, p. 46-48, 1999.

DZIKEVIČIUS, A. **Risk adjustment and performance measurement: symmetrical versus asymmetrical measures**. Working paper. Lithuania: Vilnius Gediminas Technical University, 2012.

EASTON, P. D.; HARRIS, T. S. Earning as an explanatory variable for returns. **Journal of Accounting Research**. n. 29, p. 19-36, 1991.

ELTON, E. J., GRUBER, M. J. Risk reduction and portfolio size: an analytical solution. **Journal of Business**, vol.50, p. 415-437. Out. 1977.

ERTMUR, Y.; LIVNAT, J.; MARTIKAINEN, M. Differential market reaction to revenue

and expensive surprise. **Review of Accounting Studies**. V. 8, p. 185-211, 2003.

EVANS, J., ARCHER, S. Diversification and reduction of dispersion: an empirical analysis. **Journal of Finance**, vol. 23, n. 05. pp.761-767. Dez. 1968.

FAMA, E. Efficient capital markets: II. **Journal of Finance**. vol. 46, n.5, p. 1575-1617, Dez. 1991.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**. vol. 25, pp. 383-417, 1970

FAMA, E. F. Tomorrow on the New York Stock Exchange. **The Journal of Business**. vol. 38, n. 3, p. 285-299, Jul., 1965.

FAMA, E. F.; BLUME, M. E. Filter Rules and Stock-Markets Trading. **The Journal of Business**. vol 39, n.1, Part:2 Supplement on Security Prices. p. 226-241. Jan., 1966.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, n.1, p. 3-56, 1993.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Multifactor Explanations of Asset Prices Anomalies. **Journal of Finance**. Vol. 51, n. 1, p. 55-84, Mar., 1996a.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The CAPM is Wanted, Dead or Alive. **Journal of Finance**. Vol. 51, n. 5, p. 1947-1958, Dez., 1996b.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-section of Expected Stock Returns. **Journal of Finance**. vol. 47, n. 2, p. 427-465, jun. 1992.

FARREL, J. **Guide to Portfolio Management**. New York: McGraw-Hill, 1983.

FISHER, L., LORIE, J. H. Some studies of variability of returns on investments in common stocks. **Journal of Business**, vol. 43, no. 2, p.99-133. Abr. 1970.

GIBBONS, M.; ROSS, S.; SHANKEN, J. A test of the efficiency of a given portfolio. **Econometrica**. Vol. 57, n. 5, p. 1121-1152, Set. 1989.

GIBBONS. M. Multivariate tests of financial models: A new approach. **Journal of Financial Economics**. 10. 3-27. 1982.

GIL, A. C. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 5 ed. São Paulo: Atlas, 1999.

GRANT, J. L. **Foundations of economic value added**. Pennsylvania: Frank J. Fabozzi Associates, 1997.

GUL, F.; LEUNG, S.; SRINIDHI, B. The effect of investment opportunity set and debt level on earnings-returns relationship and the price of accruals. **Working paper SSRN**, 2000.

HAGLER, C. E. M.; BRITO, R. D. de O. Sobre a eficiência dos índices de ações brasileiros. **Revista de Gestão da USP**. vol. 42, n.1, p.74-85, jan./fev./mar. 2007.

HALL, J. H. Correlation internal and external performance yardsticks in the evaluation of corporate wealth creation. **Meditari Accountancy Research**. v. 7, p. 123-143, 1999.

HALL, J. H. **Dissecting EVA: the value drivers determining the shareholder value of industrial companies.** South Africa: University of Pretoria, 2002.

HAYN, C. The information content of losses. **Journal of Accounting and Economics.** V. 20, p. 125-153, 1995.

HAZZAN, S. **Desempenho de ações da Bolsa de Valores de São Paulo e sua relação com o índice preço/lucro.** 1991. Tese de Doutorado. São Paulo: EAESP, Fundação Getúlio Vargas, 1991.

HOPWOOD, W. S.; McKEOWON, J. C. The incremental information content of interim expenses over interim sales. **Journal of Accounting Research.** 23, p. 191-174, 1985.

HOSKIN, R. E.; HUGHES, J. S.; RICKS, W. E. Evidence on the incremental information content of additional firm disclosure made concurrently with earnings. **Journal of Accounting Research.** 24, p. 1-32, 1986.

ITTNER, C. D.; LARCKER, D. F.; RAJAN, M. V. The choice of performance measures in annual bonus contracts. **The Accounting Review.** v.72, n2, 1997.

JEGADESH, N.; LIVNAT, J. **Revenue surprise and stock returns.** Working Paper, 2004.

JENSEN, M. C. The Performance of Mutual Funds in the period 1945-1964. **Journal of Finance.** Vol. 23, n. 2, pp. 389-416. May, 1968.

JENSEN, M. C. The pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios, **Journal of Business.** Vol. 42, n. 2, p. 167-247, 1969.

JOBSON, J. D.; KORKIE, R. Potential performance and tests of portfolio efficiency. **Journal of Financial Economics.** vol. 10. p. 433-466. 1982.

JONES, C. P. **Investments: analysis and management.** London: John Wiley & Sons Ltd, 1993.

JUN, S.; MARATHE, A.; SHAWKY H. A. Liquidity and stock returns in emerging markets. **Emerging Markets Review,** v.4, n.1, p. 1-24, 2003.

KAMA, I. **Revenues and earnings as a key value drivers in various context: implications for financial management and statement analysis.** Tel Aviv University: Working Paper, 2004.

KANDEL, S. The likelihood ratio test statistic of mean-variance efficiency without a riskless asset. **Journal of Financial Economics.** vol. 13. p. 575-592. 1984.

KEENE, M. A.; PETERSON, D. R. The importance of liquidity as a factor in asset pricing. **The Journal of Financial Research,** v.30, n.1, p. 91-109, 2007.

KLOCK, M.; THIES, C. F. A Test of Stulz's Overinvestment Hypothesis. **The Financial Review.** v. 30, n. 3, August, 1995.

KOTHARI, S. P.; SHANKEN, J.; SLOAN, R. G. Another look at the cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance,** v.50, n.1, p.185-224, mar. 1995.

KRAUS, A.; LITZENBERGER, R. Skewness preference and the valuation of risky assets.

Journal of Finance. vol. 21, n. 4, p. 1085-1100, 1976.

KRAUTER, E.; BASSO, L. F. C.; KIMURA, H. The relationship between profit-sharing/gain-sharing plans, productivity and economic value added. **Journal of Academy of Business and Economics**, 2004.

LA PORTA, R.; LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Good News for Value Stocks: Further Evidence on Market Efficiency. **The Journal of Finance**. Vol. LII, n. 2. p. 859-874, June, 1997.

LaLONDE, B. J.; DAWSON, L. M. Pioneers in distribution. **Transportation and Distribution Management**. p. 58-60, Jun. 1969.

LEE, C. F. Functional form, skewness effect and the risk return relationship. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**. vol. 12 n. 1, p. 55-72, Mar. 1977.

LEE, D. E.; TOMPKINS, J. G., A Modified Version of the Lewellen and Badrinath Measure of Tobin's Q, **Financial Management**, v. 28, n. 1, Spring 1999.

LEWELLEN, W. G.; BADRINATH, S. G., On the Measurement of Tobin's Q. **Journal of Financial Economics**, v. 44, 1997.

LINDENBERG, E.; ROSS, S., Tobin's Q Ratio and Industrial Organization, **Journal of Business**, v. 54, 1981.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics**. Vol.47, n. 1, p. 13-37, fev. 1965.

LIU, J.; NISSIM, D.; THOMAS, J. Equity valuation using multiples. **Journal of Accounting Research**. v. 40, n. 1, March, 2002.

LOW, J.; SIESFELD, T. Measures that matter: Wall Street considers non- financial performance more than you think. **Strategy & Leadership**, Chicago, Mar/Apr, 1998.

MACHADO, M. A. V. **Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: evidências empíricas no mercado acionário brasileiro**. 2009. 165f. Tese de Doutorado. Brasília: UNB, 2009.

MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. Modelos de Precificação de Ativos e o Efeito Liquidez: Evidências Empíricas no Mercado Acionário Brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**. Rio de Janeiro, vol. 9, n. 3, pp. 383–412 Set. 2011.

MARCONI. M. A.; LAKATOS. E. M. **Metodologia Científica**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2004.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, v. 7, p. 77-91, 1952.

MARKOWITZ, H. **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments**. New Haven: Yale University Press, 1959.

McCONNELL, J. J.; SERVAES, H. Equity Ownership and the Two Faces of Debt. **Journal**

of **Financial Economics**. v. 39, 1995.

NAGANO, M. S.; MERLO, E. M.; SILVA, M. C. As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno das ações no Brasil. **Revista FAE**. Curitiba, v. 6, n. 2, p. 13-28, maio/dez 2003.

NAKAMURA, W. T. Estudo Empírico sobre a eficiência da carteira teórica do índice Bovespa. **Revista de Administração Mackenzie**. Ano 1, n.1, p. 67-81, 2001.

PASIN, R. M. **Avaliação relativa de empresas por meio da regressão de direcionadores de valor**. São Paulo: USP, 2004. Tese (Doutorado em Administração). Programa de Pós-Graduação em Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. São Paulo: USP, 2004.

PAULA LEITE, H.; SANVICENTE, A. Z. Valor patrimonial: usos, abusos e conteúdo informacional. **Revista de Administração de Empresas**. São Paulo, v. 30, n. 3, p. 17-31, jul./set. 1990.

Penrose E. T. **The Theory of the Growth of the Firm**. New York: Oxford University Press, 1959

REES, L.; SIVARAMAKRISHNAN, K. **Valuation implication of revenue forecast**. Texas A&M University: Working Paper, jun. 2001.

REINHART, W. J., **The Theoretical Development and Empirical Investigation of a Relative Valuation Concept**. Ph.D. Dissertation. Chapel Hill: University of North Carolina, 1977.

ROLL, R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. **Journal of Financial Economics**. v. 4, p. 129-176. 1977.

ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive Evidences of Market Inefficiency. **Journal of Portfolio Management**. n. 11, p. 9-17, 1985.

ROSS, S. A. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. **Journal of Economic Theory**. vol. 13, p. 341-360, Maio, 1976.

SANVICENTE, A. Z. **Administração financeira**. São Paulo: Atlas, 1977.

SANVICENTE, A. Z.; MELLAGI FILHO, A. **Mercado de capitais e estratégias de investimento**. São Paulo: Atlas, 1988.

SANVICENTE, A. Z.; BELLATO, L. L. N. **Determinação do grau necessário de diversificação de uma carteira de ações no mercado de capitais brasileiro**. VII Seminários de Administração da USP – SEMEAD, **Anais...**, 2004.

SECURATO, J. R.; OLIVEIRA, R. F.; CASTRO JR., F. H. F. **CAPM modificado para função utilidade potência e seu impacto na avaliação de desempenho pelo índice de treynor de fundos brasileiros multimercado com renda variável e alavancagem**. VII SEMEAD. São Paulo: FEA-USP, 2004.

SHANKEN, J. Multivariate tests of the zero-beta CAPM. **Journal of Financial Economics**

vol. 14 p. 327-348. 1985.

SHANKEN, J. Testing portfolio efficiency when the zero-beta rate is unknown: A note. **Journal of Finance**. vol. 41, 269-276. 1986.

SHARPE, W. F. A simplified model for portfolio analysis. **Management Science**. vol. 09, n. 2, pp. 277-293. Jan. 1963.

SHARPE, W. F. Adjusting for Risk in Portfolio Performance Measurement. **Journal of Portfólio Management**. p. 20 – 34 Winter, 1975.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Financial Economics**. Vol. 19, n. 3, p. 425-442, Set. 1964.

SHARPE, W. F. Mutual fund performance. **Journal of Business**. vol. 39, n. 1, Jan. pp. 119 – 138, 1966.

SHARPE, W. F. The Sharpe Ratio. **Journal of Portfolio Management**. pp. 49 – 58, Fall, 1994.

SHARPE, W. F.; ALEXANDER, G. J.; BAILEY, J. V. **Investments**. 5. ed. New Jersey : Prentice Hall, 1995.

SILVA, F. F. MOTTA, L. F. J. Teste do CAPM zero-beta no mercado de capitais brasileiro, **Revista de Economia e Administração**. v.1, n.4, p. 72-88, 2002.

STAMBAUGH, R. F. On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model. **Journal of Financial Economics**. vol. 10. p. 236-268. 1982.

STATTMAN, D. Book values and stock returns. **The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers**. Vol. 4, p. 25-45, 1980.

STATMAN, M. How many stocks make a diversified portfolio? **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, vol. 22, no. 3, p.353-363. Sept. 1987.

SWAMINATHAN, S.; WEINTROP, J. The information content of earnings, revenues and expenses. **Journal of Accounting Research**. v. 29, p. 418-427, 1991.

TOBIN, J. Liquidity preference as behavior toward risk. **Review of Economic Studies**. n. 25, p. 65-86, 1958.

TREYNOR, J. L. How to Rate Management of Investment Funds. **Harvard Business Review**. Vol. 43, n. 1, pp. 63 -75, Jan-Feb 1965.

VAN HORNE, J. C. **Financial management and policy**. 10. ed. London: Prentice-Hall 1995.

VARGA, G. Índice de Sharpe e outros Indicadores de Performance Aplicados a Fundos de Ações Brasileiros. **RAC**, v. 5, n. 3, pp. 215-245 Set./Dez. 2001.

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Liquidez/Iliquidez no mercado Brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE**, v. 5, n. 1, p.5-16, 2008.

WAGNER, W. H.; LAU, S. C. the effect of diversification on risk. **Financial Analysts Journal**. Nov.-Dec., 1971.

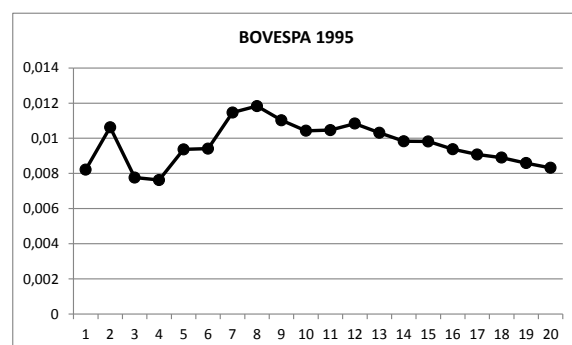
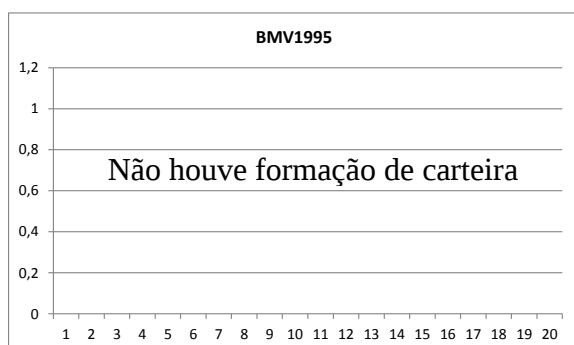
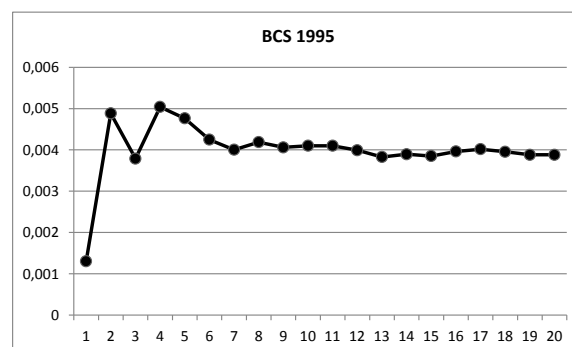
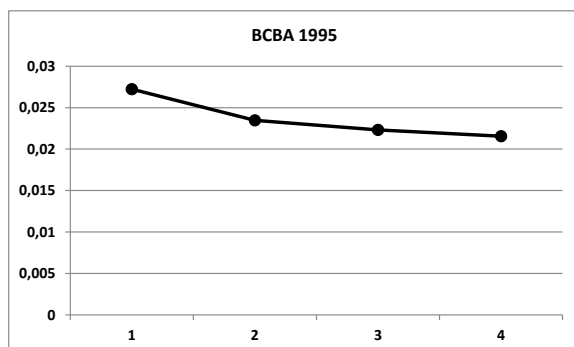
WERNERFELT, B., A Resource-based View of the Firm. **Strategic Management Journal**. vol. 5, p. 171-180, 1984.

XAVIER, C. N. **A precificação da liquidez no mercado brasileiro de ações**, 2007, 55f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia do IBMEC, São Paulo, 2007.

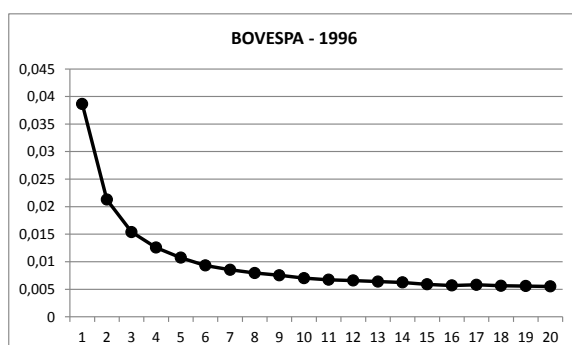
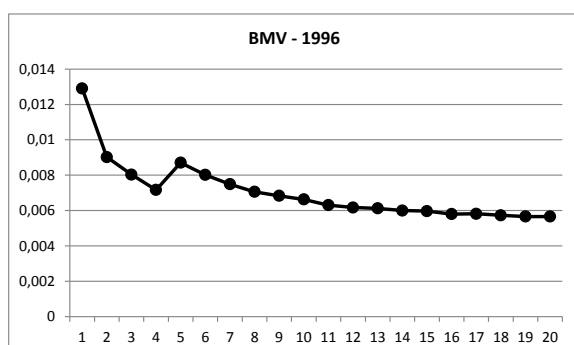
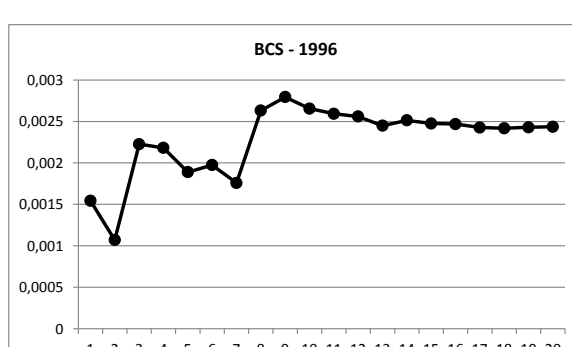
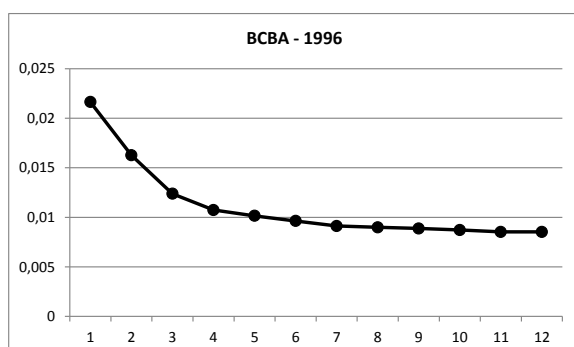
ZHOU, G. Small sample tests of portfolio efficiency, **Journal of Financial Economics**. vol. 30, p. 165-191, 1991.

APÊNDICE A – Gráficos dos riscos das carteiras (eixo vertical) *versus* quantidade de títulos (eixo horizontal)

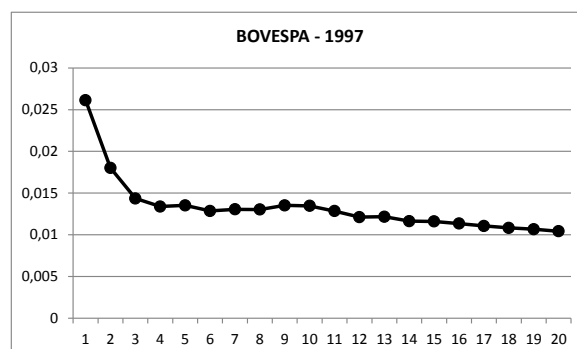
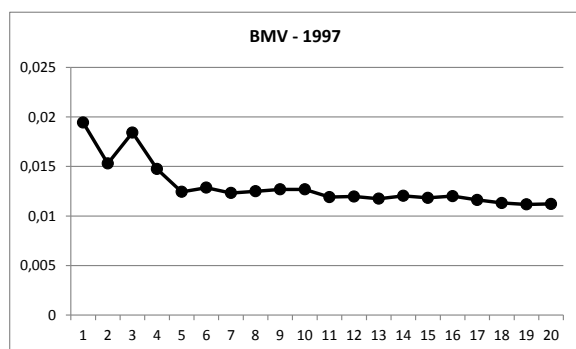
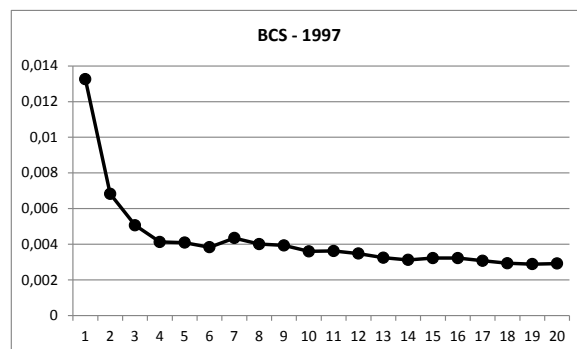
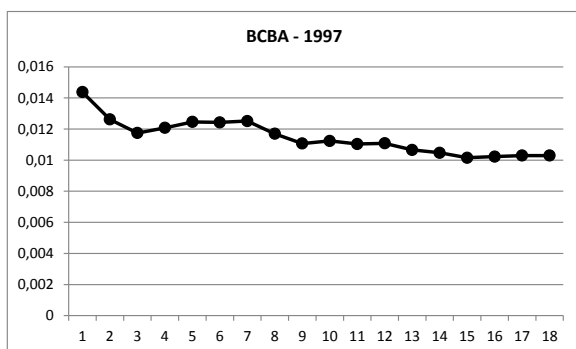
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 1995



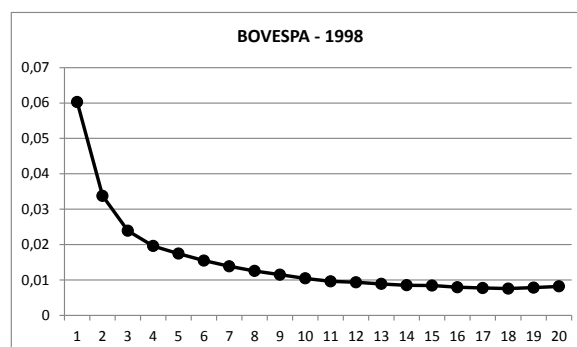
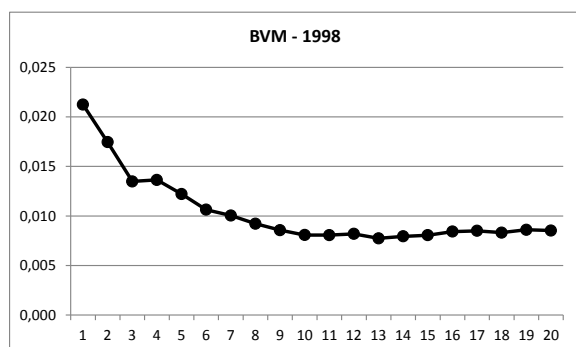
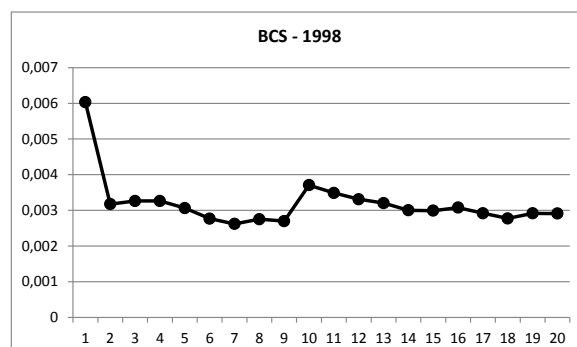
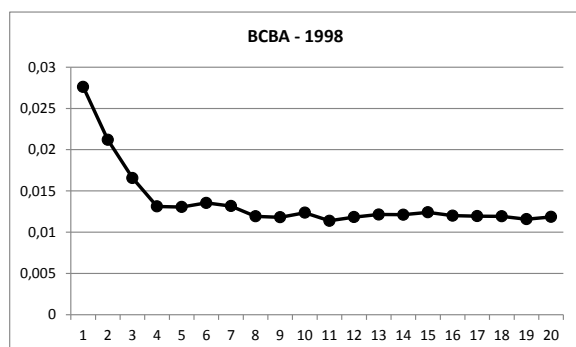
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 1996



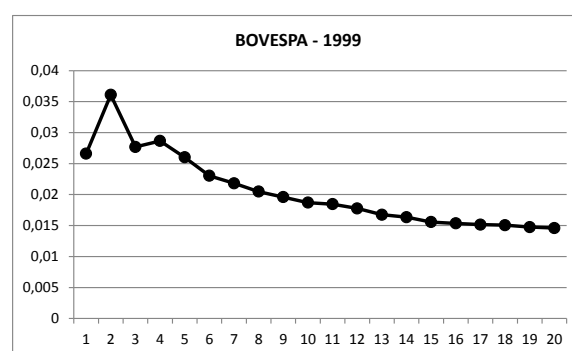
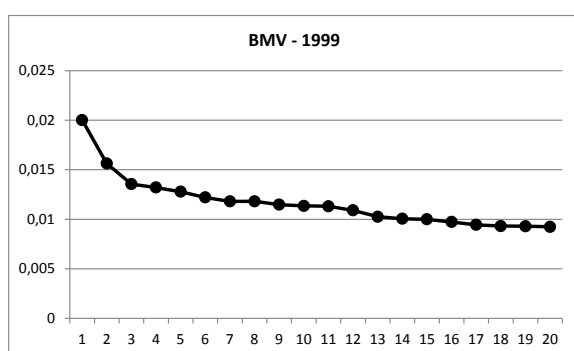
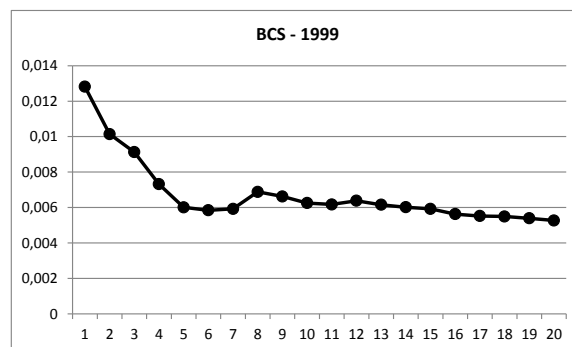
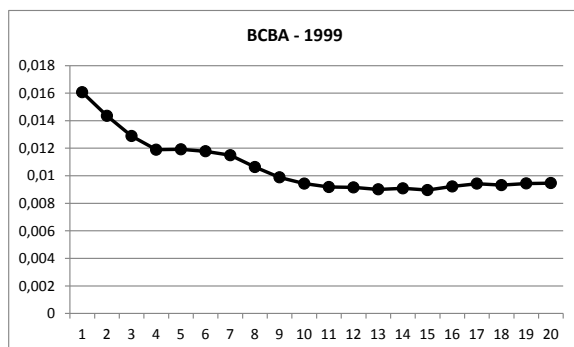
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 1997



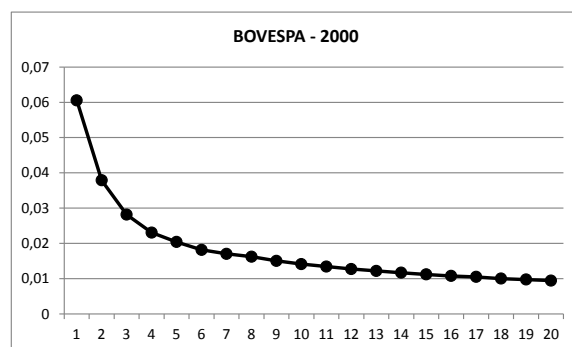
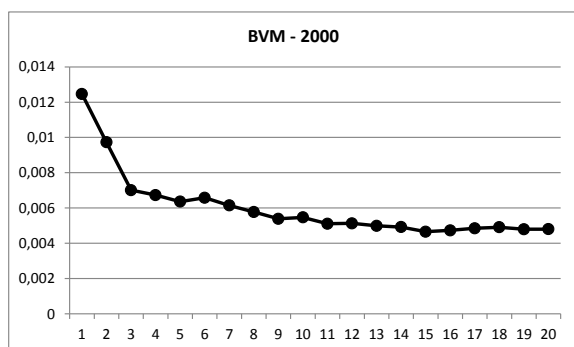
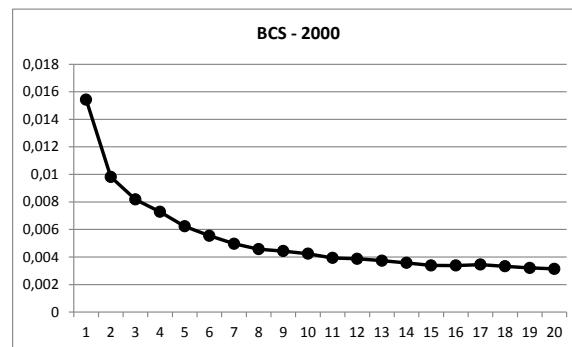
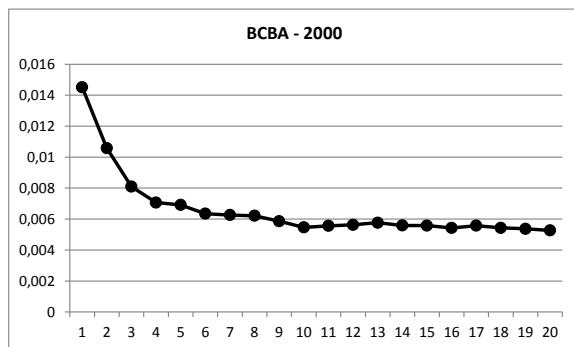
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 1998



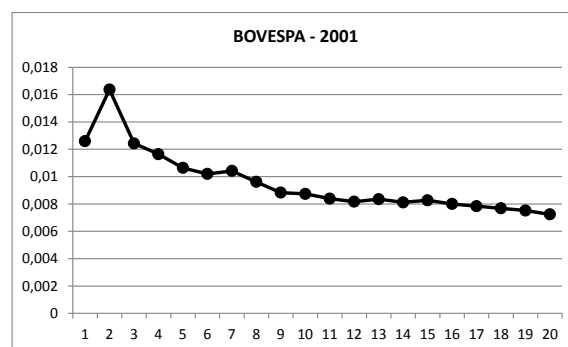
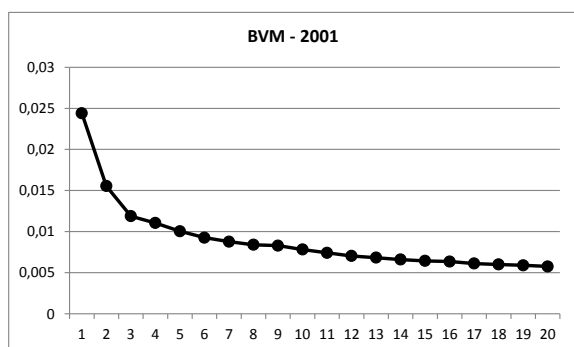
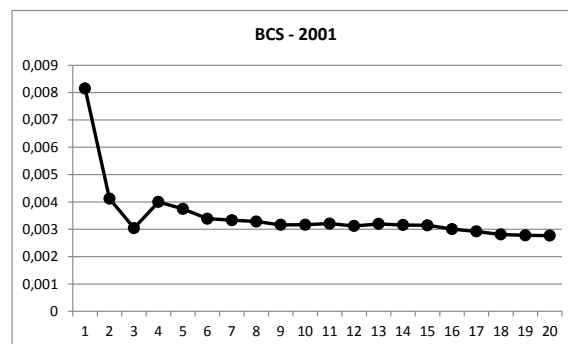
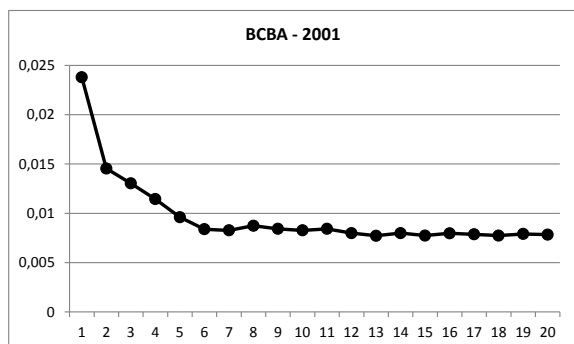
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 1999



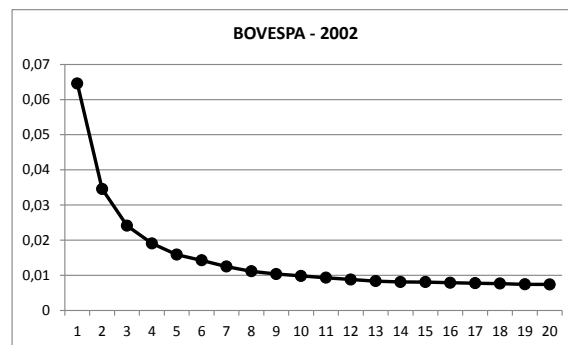
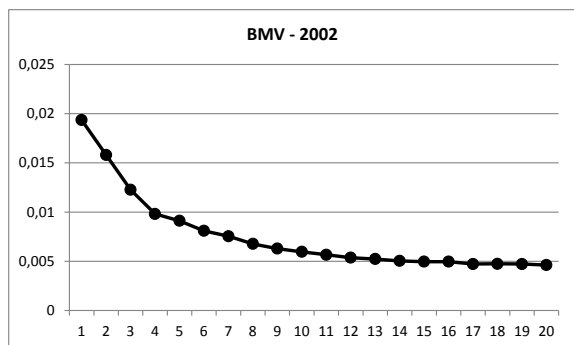
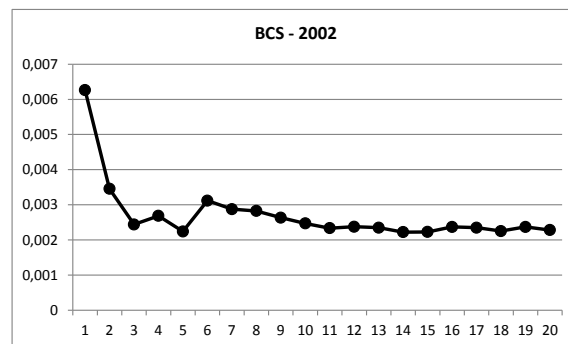
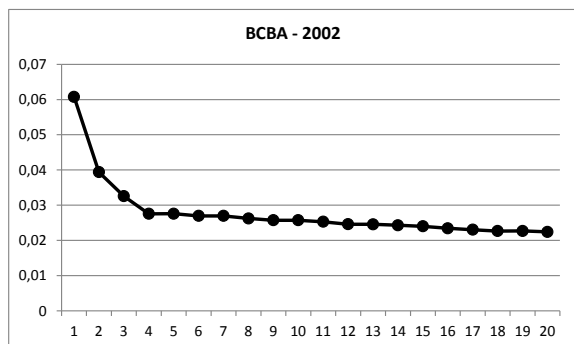
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2000



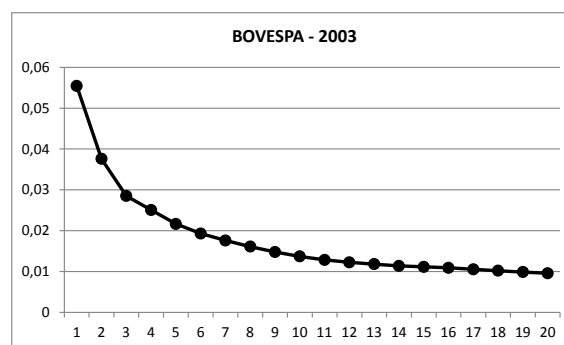
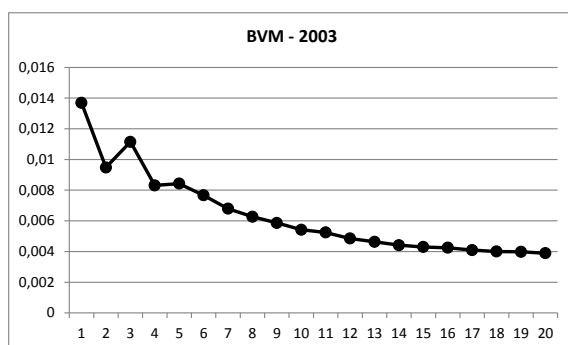
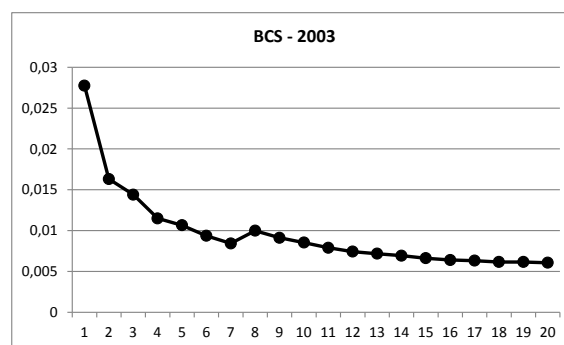
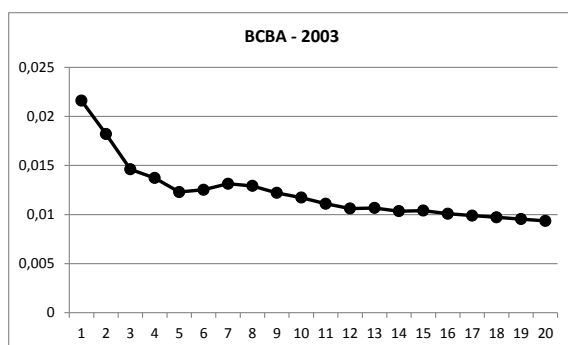
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2001



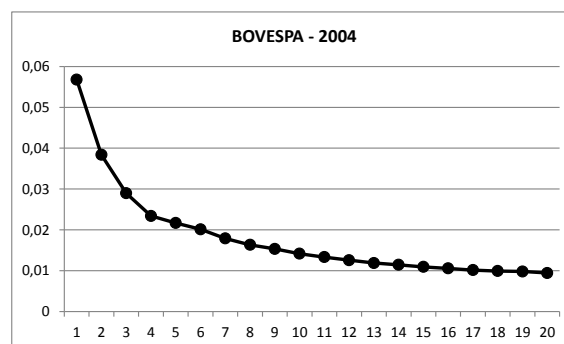
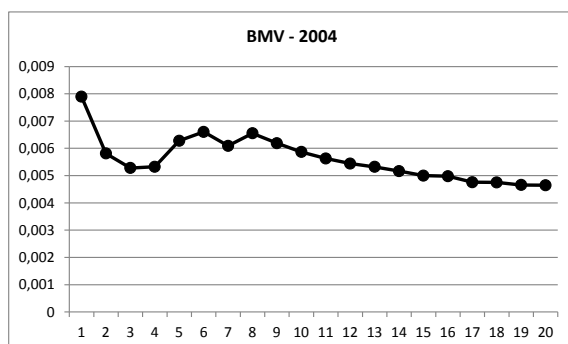
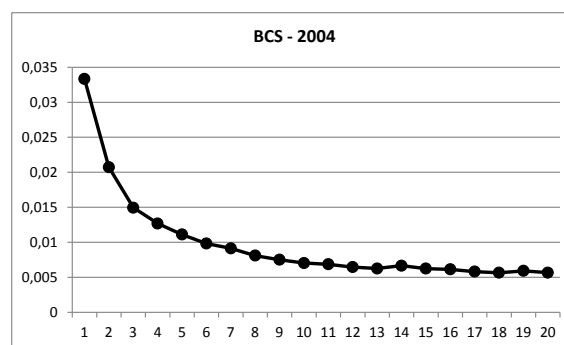
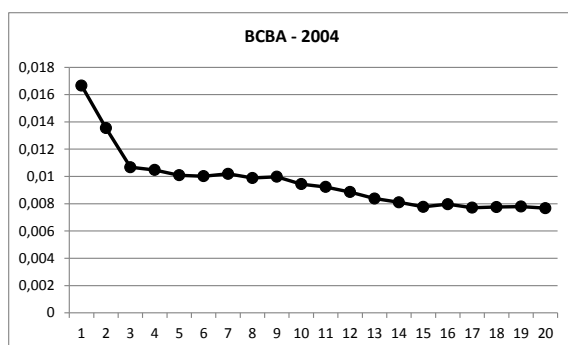
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2002



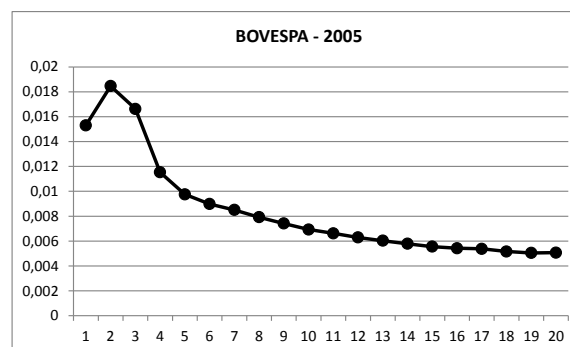
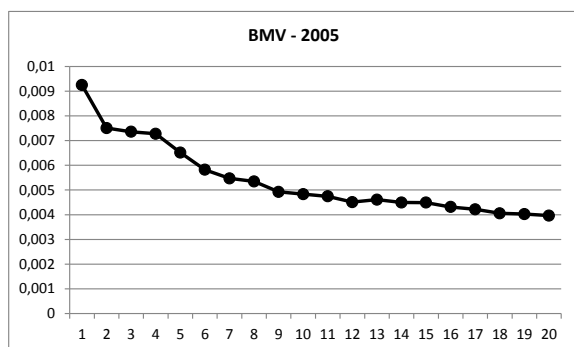
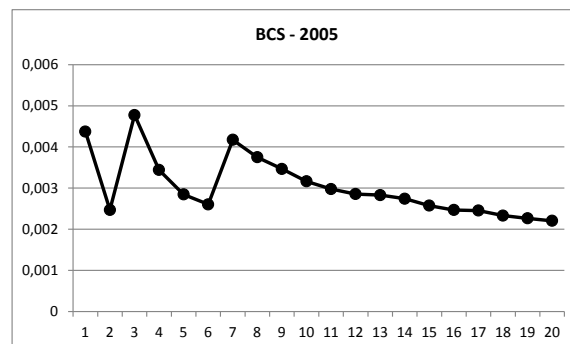
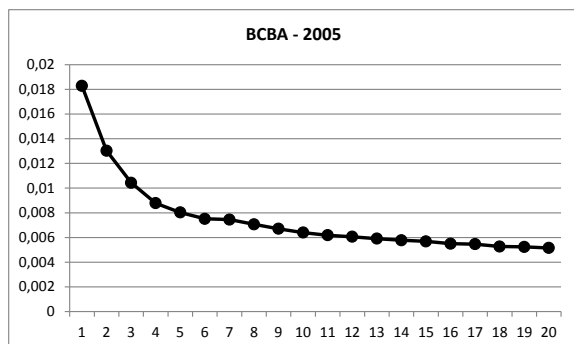
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2003



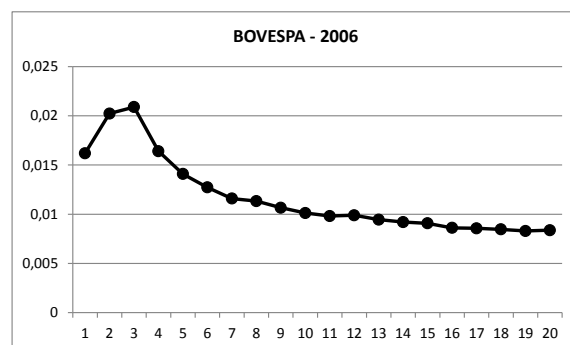
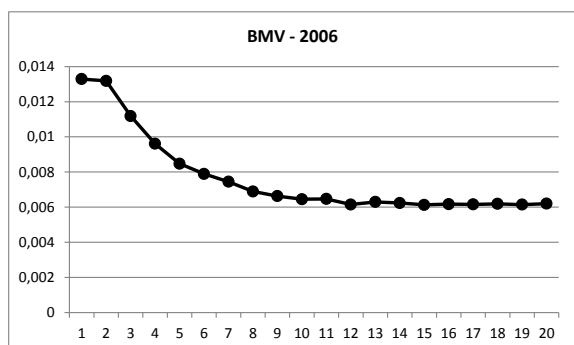
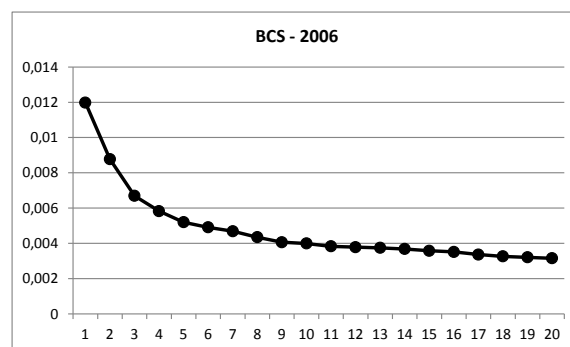
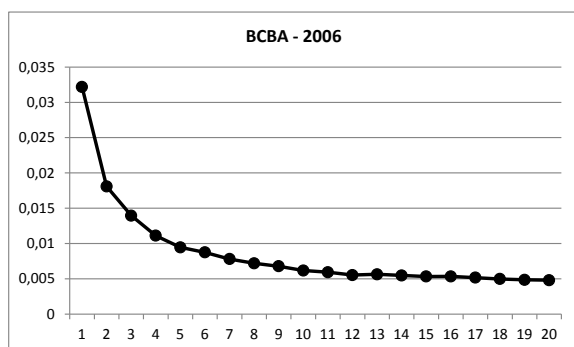
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2004



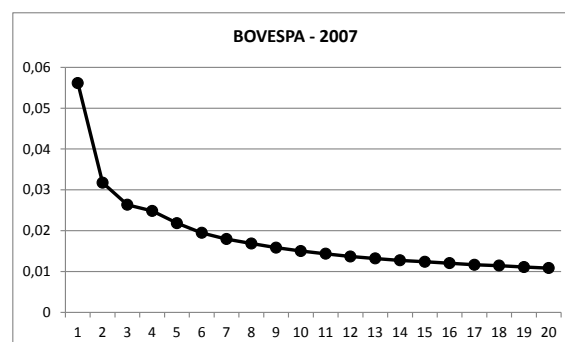
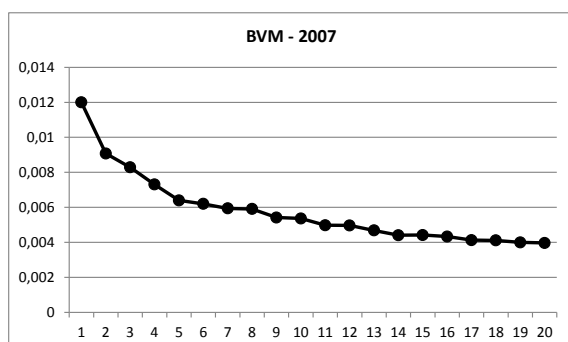
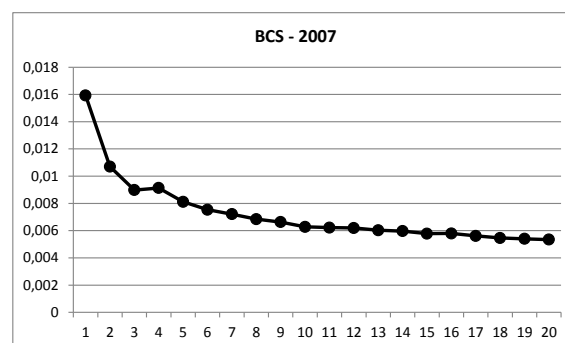
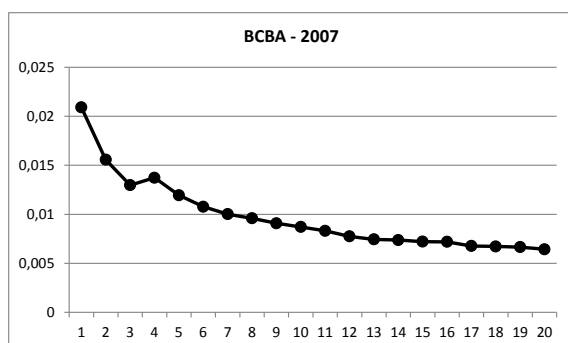
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2005



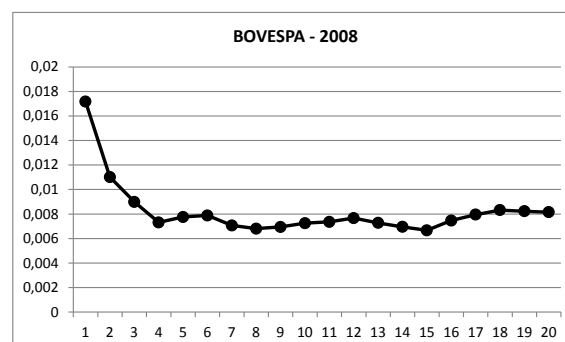
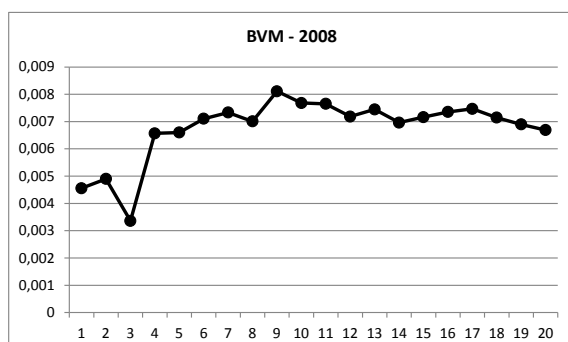
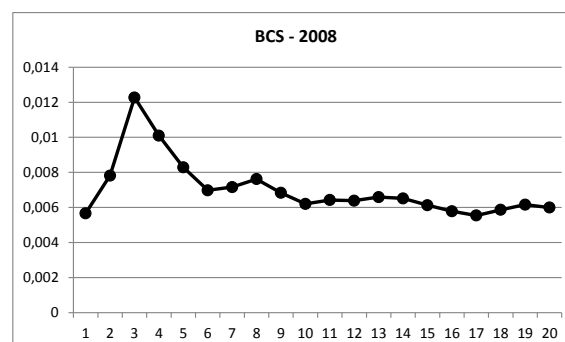
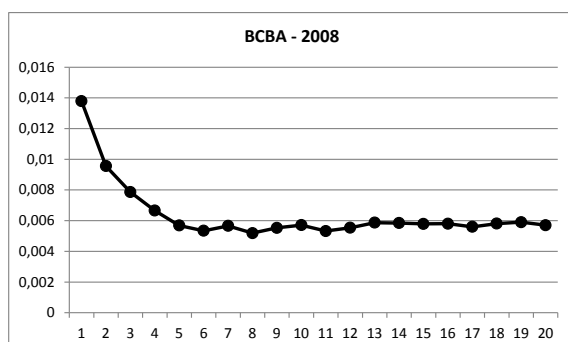
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2006



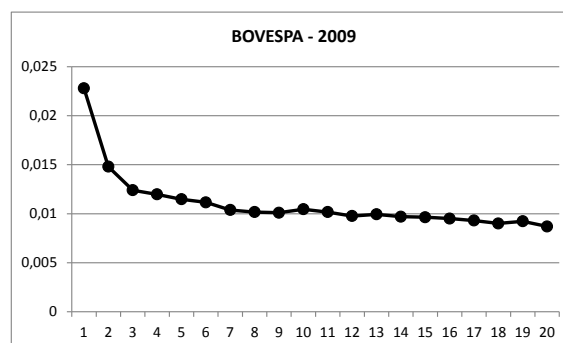
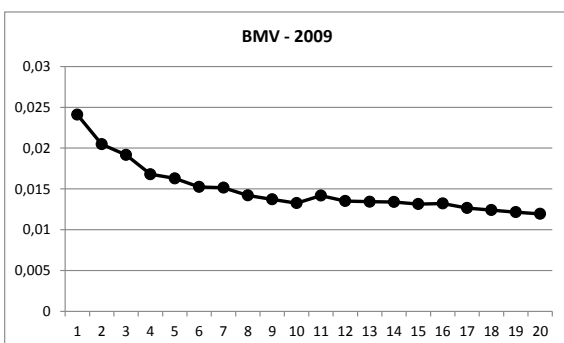
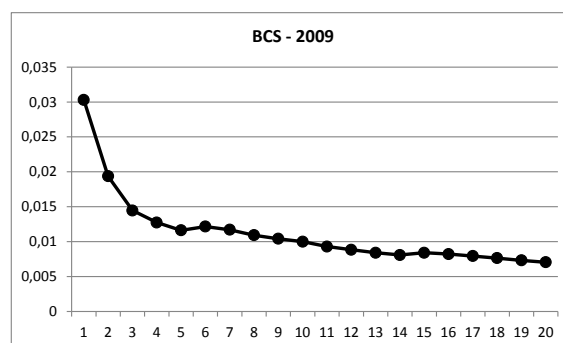
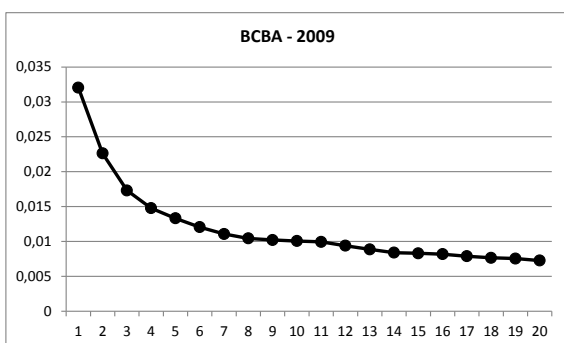
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2007



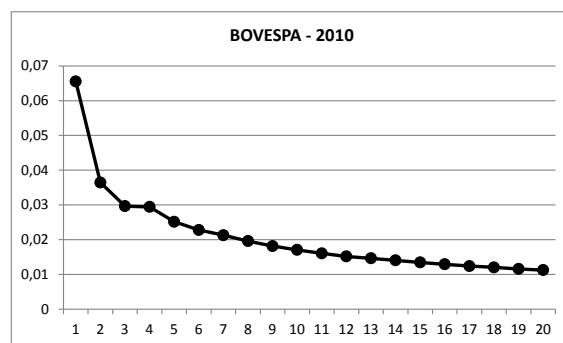
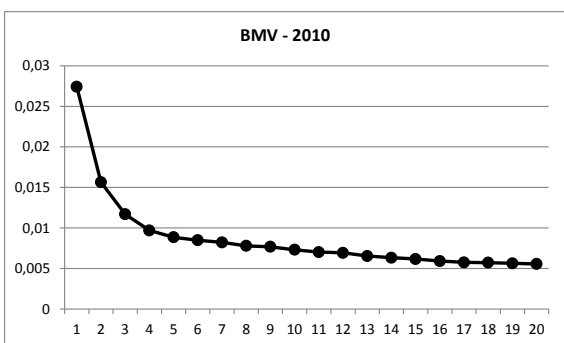
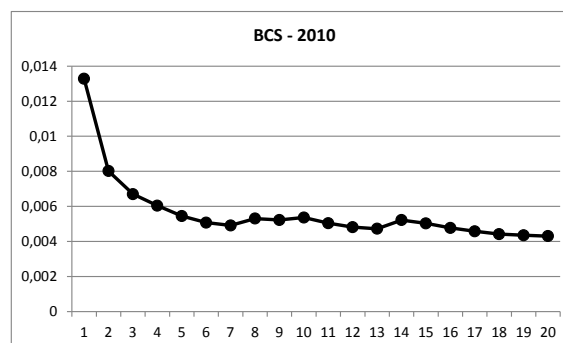
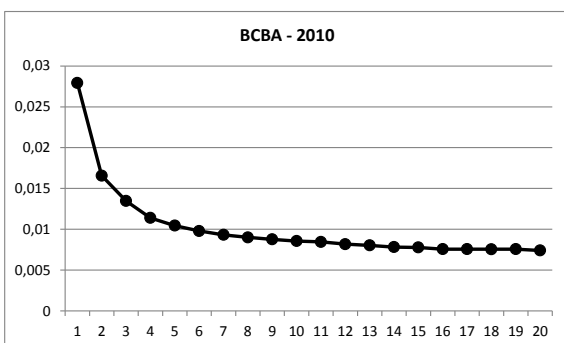
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2008



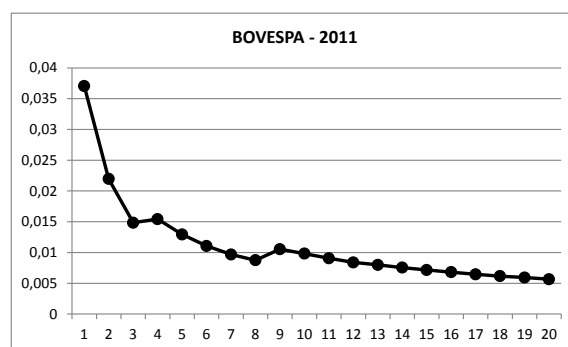
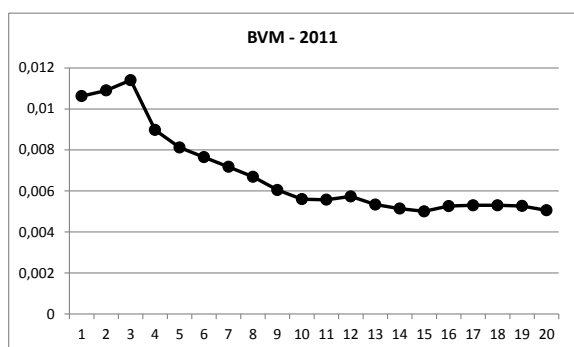
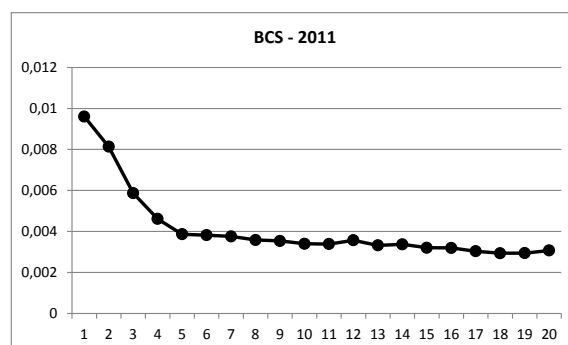
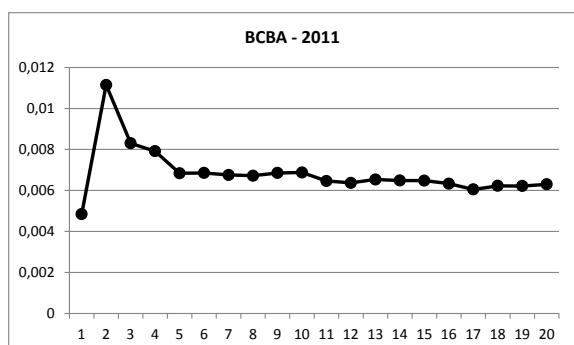
Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2009



Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2010



Carteiras formadas pelo modelo proposto em 2011



APÊNDICE B – Composição das carteiras

BCBA – 1995

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PERK	35,9%
LEDE	11,0%
ALPA	44,6%
COME	8,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
IRSA	23,33%
TGSU	18,10%
YPFD	54,00%
PESA	4,56%

BCBA – 1996

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PERK	27,1%
GARO	15,0%
CARC	24,3%
IRSA	18,2%
INDU	15,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
IRSA	41,57%
TGSU	28,83%
YPFD	29,60%

BCBA – 1997

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
FERR	6,0%
CAPU	5,6%
PATA	19,8%
CRES	15,3%
MOLI	8,1%
IRSA	9,3%
TECO	11,6%
TEAR	11,5%
PESA	13,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
INDU	2,31%
YPFD	61,02%
PESA	36,67%

BCBA – 1998

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CAPU	10,8%
PERK	12,2%
PATA	13,7%
CRES	10,9%
MOLI	15,1%
CECO	11,5%
TECO	11,3%
YPFD	14,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
CAPX	55,21%
INDU	0,53%
CRES	34,07%
YPFD	10,19%

BCBA – 1999

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
FIPL	8,0%
PATA	6,9%
LEDE	9,0%
CADO	7,0%
POLL	7,7%
METR	12,2%
CEPU	8,1%
CRES	9,9%
JMIN	10,9%
CITI	9,4%
YPFD	10,8%

Markowitz	
Ativo	Peso
COME	3,56%
MOLI	14,66%
IRSA	41,32%
YPFD	40,47%

BCBA – 2000

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PATA	8,3%
LEDE	9,2%
ALUA	9,5%
METR	10,7%
APSA	8,5%
CEPU	8,9%
CECO	9,5%
YPFD	10,6%
CITI	12,1%
TGSU	12,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
INDU	25,58%
TGSU	17,83%
FRAN	11,65%
IRSA	44,94%

BCBA – 2001

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PATA	14,2%
ALUA	16,8%
METR	17,6%
YPFD	16,8%
APSA	15,8%
TGSU	18,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
Não houve formação de carteira	

BCBA – 2002

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
TEAR	19,0%
GARO	29,9%
ALUA	21,8%
ERAR	29,2%

Markowitz	
Ativo	Peso
FRAN	21,30%
ERAR	11,97%
MOLI	43,58%
TECO	11,80%
INDU	11,35%

BCBA – 2003

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
GBAN	29,2%
JMIN	16,0%
ERAR	19,5%
INDU	14,5%
TECO	20,9%

Markowitz	
Ativo	Peso
ERAR	31,88%
ALUA	37,21%
TGSU	0,42%
TS	17,11%
TECO	1,23%
BMA	12,16%

BCBA – 2004

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
OEST	6,1%
PATA	6,2%
GARO	6,8%
APSA	6,4%
SAMI	6,3%
METR	7,5%
GBAN	6,4%
YPFD	8,1%
CRES	7,3%
IRSA	6,1%
JMIN	6,9%
ERAR	7,0%
ALUA	8,9%
TECO	9,9%

Markowitz	
Ativo	Peso
MOLI	25,45%
INDU	14,89%
ALUA	23,31%
TS	36,35%

BCBA – 2005

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
TEAR	12,2%
CADO	31,8%
YPFD	15,0%
ALUA	13,4%
ERAR	14,2%
TECO	13,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
MOLI	13,70%
ALUA	45,51%
ERAR	0,60%
BMA	7,06%
TECO	13,82%
TS	19,32%

BCBA – 2006

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
ROSE	7,8%
DYCA	7,9%
PATA	7,5%
GBAN	7,8%
TEAR	8,8%
YPFD	8,7%
CEPU	8,5%
IRSA	7,6%
COME	10,1%
ALUA	8,7%
TECO	8,9%
ERAR	7,8%

Markowitz	
Ativo	Peso
MOLI	13,05%
COME	1,68%
ALPA	21,37%
ALUA	27,52%
TRAN	12,29%
FRAN	4,21%
TECO	8,17%
BMA	11,70%

BCBA – 2007

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
GRIM	6,9%
PATA	6,9%
LONG	7,9%
JMIN	6,8%
TEAR	7,7%
METR	7,4%
CEPU	7,8%
PATY	7,9%
COME	9,5%
MOLI	8,4%
ERAR	7,3%
TECO	8,3%
TS	7,1%

Markowitz	
Ativo	Peso
MIRG	21,52%
INDU	19,31%
IRSA	7,65%
ALPA	9,15%
MOLI	1,11%
ALUA	15,34%
ERAR	15,03%
PAMP	2,90%
TS	8,00%

BCBA – 2008

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SALO	18,2%
ROSE	20,5%
PATA	16,9%
CADO	24,1%
YPFD	20,3%

Markowitz	
Ativo	Peso
TGSU	7,13%
LEDE	10,80%
ALUA	7,13%
MIRG	7,27%
BPAT	7,13%
FRAN	6,91%
ERAR	7,18%
EDN	11,28%
GGAL	7,05%
TECO	6,94%
PAMP	7,10%
BMA	7,09%
TS	6,99%

BCBA – 2009

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PSUR	14,0%
CARC	13,7%
METR	12,7%
CECO	11,5%
CRES	11,9%
IRSA	12,2%
INDU	10,9%
TS	13,1%

Markowitz	
Ativo	Peso
MOLI	22,91%
FRAN	9,19%
ALUA	6,39%
BPAT	26,31%
EDN	0,31%
TECO	14,08%
BMA	5,97%
PAMP	14,85%

BCBA – 2010

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
COME	23,7%
MOLI	17,3%
YPFD	18,2%
TECO	19,4%
TS	21,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
STHE	1,31%
GAMI	26,33%
CRES	6,41%
MOLI	4,08%
PESA	21,45%
EDN	5,44%
ALUA	2,18%
BPAT	22,59%
PAMP	7,12%
TS	3,09%

BCBA – 2011

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PERK	20,6%
DGCU	21,9%
GBAN	20,2%
PATA	18,6%
MOLI	18,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
BOLT	0,54%
CRES	22,66%
GAMI	14,61%
IRSA	17,49%
CEPU	9,64%
PAMP	17,69%
YPFD	5,36%
TECO	12,02%

BCS – 1995

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
IQUIQUE	29,6%
PUERTO	9,3%
NAVARINO	12,2%
SIPSA	8,0%
SIEMEL	10,1%
MINERA	12,0%
CAMPOS	11,2%
ENDESA	7,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
SM-CHILE B	7,17%
COLBUN	8,13%
CMPC	44,75%
IANSA	5,58%
ENTEL	6,79%
CTC-A	10,70%
ENDESA	16,89%

BCS – 1996

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
INDISA	8,9%
PUERTO	8,8%
SINTEX	8,7%
NAVARINO	8,1%
EDELMAG	8,4%
CCT	7,1%
VENTANAS	7,6%
MINERA	6,9%
CONCHATORO	8,8%
SAN PEDRO	9,4%
VAPORES	7,0%
AESGENER	10,2%

Markowitz	
Ativo	Peso
INVERCAP	0,60%
SM-CHILE B	5,75%
CALICHERAA	1,34%
CMPC	9,10%
IANSA	18,30%
AESGENER	28,28%
CTC-A	34,25%
ENDESA	2,37%

BCS – 1997

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
EDELMAG	11,9%
CCT	10,8%
ELIQSA	11,8%
ENAEX	11,5%
NORTEGRAN	10,5%
SANTA RITA	10,2%
CONCHATORO	12,3%
SAN PEDRO	11,2%
CCU	9,9%

Markowitz	
Ativo	Peso
SM-CHILE B	28,22%
COLBUN	16,42%
CMPC	26,92%
CTC-A	3,00%
AESGENER	25,43%

BCS – 1998

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
INDISA	21,0%
SINTEX	18,1%
EDELMAG	23,0%
ENAEX	18,8%
VAPORES	19,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
COPEC	33,42%
AESGENER	27,32%
ENDESA	39,27%

BCS – 1999

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
EDELMAG	17,9%
CCT	18,1%
CONCHATORO	22,1%
CCU	20,3%
AESGENER	21,6%

Markowitz	
Ativo	Peso
CMPC	51,69%
COPEC	8,22%
ENTEL	13,41%
AESGENER	11,76%
CTC-A	14,91%

BCS – 2000

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SINTEX	8,1%
EDELMAG	11,6%
AGUAS-A	7,7%
SANTA RITA	7,8%
CCT	9,7%
MINERA	9,0%
BANMEDICA	7,7%
ENAEX	8,3%
ALMENDRAL	20,3%
AESGENER	9,8%

Markowitz	
Ativo	Peso
BESALCO	15,49%
FALABELLA	15,84%
ALMENDRAL	15,58%
SQM-B	5,65%
ENERSIS	2,01%
COPEC	15,87%
ENTEL	7,43%
ENDESA	20,03%
AESGENER	2,10%

BCS – 2001

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
EDELMAG	20,4%
ENAEX	15,7%
DETROIT	13,9%
AGUAS-A	15,2%
CCT	20,5%
CONCHATORO	14,2%

Markowitz	
Ativo	Peso
IANSA	21,32%
CMPC	25,19%
COPEC	15,78%
ENDESA	22,60%
CTC-A	15,11%

BCS – 2002

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SIPSA	8,4%
CIC	8,9%
NORTEGRAN	8,2%
DETROIT	9,8%
FOSFOROS	8,3%
CCT	11,6%
SANTA RITA	9,0%
ENAEX	10,2%
ALMENDRAL	8,8%
CONCHATORO	8,2%
AGUAS-A	8,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
COLBUN	32,51%
COPEC	62,73%
ENDESA	0,68%
CTC-A	4,09%

BCS – 2003

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
AESGENER	7,7%
CCT	7,6%
MASISA	8,1%
ANDINA-B	8,1%
LAN	8,4%
CAP	9,0%
WMTCL	8,6%
FALABELLA	9,3%
MADECO	10,4%
ENTEL	7,6%
CCU	7,7%
CTC-A	7,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
BSANTANDER	29,43%
SQM-B	14,51%
CCU	15,60%
COLBUN	35,90%
ENDESA	1,65%

BCS – 2004

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CAMPOS	11,2%
CCT	11,2%
CINTAC	11,2%
ECL	15,3%
CAP	14,0%
MADECO	12,4%
LAN	12,6%
CTC-A	12,1%

Markowitz	
Ativo	Peso
BCI	16,19%
CMPC	6,43%
ANDINA-B	6,40%
ANTARCHILE	1,17%
BSANTANDER	11,65%
CHILE	9,16%
CAP	2,07%
ENTEL	0,44%
MADECO	1,07%
COPEC	7,37%
CORPBANCA	23,41%
COLBUN	0,79%
ENDESA	7,24%
LAN	6,60%

BCS – 2005

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SANTANGRUP	16,2%
PUERTO	13,9%
CURAUMA	12,5%
SIEMEL	15,0%
CCT	14,4%
SECURITY	13,5%
AGUAS-A	14,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
SM-CHILE B	9,92%
BCI	8,46%
ANDINA-B	0,80%
BSANTANDER	4,88%
IANSA	6,69%
CHILE	16,31%
CORPBANCA	23,99%
ENTEL	4,95%
CCU	17,94%
COLBUN	0,28%
WMTCL	0,02%
ENDESA	5,76%

BCS – 2006

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
INVERCAP	13,6%
AGUAS-A	10,2%
CONCHATORO	10,1%
ANDINA-B	11,3%
FALABELLA	10,9%
CAP	11,6%
WMTCL	10,3%
LAN	11,1%
SQM-B	10,8%

Markowitz	
Ativo	Peso
SK	2,95%
BCI	20,26%
ALMENDRAL	3,14%
CHILE	20,73%
CORPBANCA	0,09%
VAPORES	1,24%
CMPC	6,42%
MASISA	3,81%
ANDINA-B	12,42%
CCU	6,65%
RIPLEY	3,19%
CAP	1,58%
WMTCL	0,41%
IANSA	0,14%
COLBUN	14,72%
ENDESA	2,26%

BCS – 2007

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CCT	10,2%
AGUAS-A	7,5%
INVERCAP	18,5%
BANMEDICA	8,7%
CONCHATO RO	8,4%
ANDINA-B	8,3%
CAP	9,3%
SQM-B	12,7%
FALABELLA	7,7%
COPEC	8,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
SCHWAGER	0,04%
SECURITY	23,70%
AGUAS-A	14,03%
SK	13,96%
ECL	0,87%
BCI	4,78%
IAM	17,55%
CORPBANCA	5,75%
CHILE	2,33%
ANDINA-B	1,14%
BSANTANDER	6,16%
COLBUN	9,70%

BCS – 2008

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PACIFICO	9,9%
SANTA RITA	9,3%
ELECMETAL	9,9%
FOSFOROS	11,3%
AGUAS-A	10,2%
MINERA	9,3%
CGE	9,4%
ANDINA-B	10,8%
ENTEL	9,5%
SQM-B	10,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
ALMENDRAL	1,44%
CONCHATORO	27,63%
CORPBANCA	24,10%
MASISA	1,15%
CTC-A	9,65%
IAM	24,59%
COLBUN	0,30%
CMPC	5,98%
COPEC	5,16%

BCS – 2009

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SCHWAGER	25,0%
VAPORES	18,2%
MASISA	18,9%
NUEVAPOLAR	17,1%
CAP	20,8%

Markowitz	
Ativo	Peso
SCHWAGER	2,66%
SM-CHILE B	10,65%
MULTIFOODS	1,01%
CGE	2,53%
ECL	9,49%
IANSA	1,98%
CORPBANCA	20,72%
CONCHATO RO	0,98%
SONDA	14,37%
CHILE	2,63%
IAM	18,04%
AESGENER	3,99%
COLBUN	9,80%
ENDESA	1,15%

BCS – 2010

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
MASISA	17,2%
IANSA	17,4%
SALFACORP	16,2%
VAPORES	16,9%
NUEVAPOLAR	16,2%
CENCOSUD	16,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
CUPRUM	8,96%
SM-CHILE B	4,36%
ECL	3,92%
ANTARCHILE	0,13%
PROVIDA	5,16%
BESALCO	3,62%
IAM	7,36%
HITES	0,87%
ORO	3,90%
BLANCO	3,90%
MASISA	2,18%
CGE	5,64%
NORTEGRA	0,24%
N	
MULTIFOODS	4,14%
IANSA	3,35%
PARAUCO	0,48%
SONDA	12,04%
CONCHATORO	0,26%
ANDINA-B	8,53%
SALFACORP	0,72%
CORPBANCA	2,07%
COLBUN	4,12%
ENTEL	11,02%
ENDESA	3,61%
CENCOSUD	0,16%
LAN	3,18%

BCS – 2011

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
TRICAHUE	18,4%
PACIFICO	19,1%
DETROIT	18,0%
PEHUENCHE	25,1%
COLBUN	19,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
HABITAT	4,59%
CGE	12,98%
PROVIDA	7,09%
IAM	22,85%
ANDINA-B	8,05%
AESGENER	7,68%
CCU	19,11%
ENTEL	16,45%
ENDESA	1,20%

BMV – 1995

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
Não houve formação de carteira	

Markowitz	
Ativo	Peso
WALMEXV	46,28%
CEMEXCPO	9,71%
FEMSAUBD	44,01%

BMV – 1996

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
GIGANTE	7,8%
SORIANAB	12,3%
BIMBOA	11,1%
COMERCIUBC	8,6%
MASECAB	15,9%
WALMEXV	10,3%
FEMSAUBD	10,0%
KIMBERA	13,2%
GCARSOA1	10,8%

Markowitz	
Ativo	Peso
GCC	2,45%
PE&OLES	11,75%
ELEKTRA	0,08%
GMODELOC	3,40%
GMEXICOB	6,23%
MASECAB	4,32%
WALMEXV	1,60%
KIMBERA	48,50%
ALFAA	21,67%

BMV – 1997

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
BEVIDESB	12,9%
GIGANTE	10,1%
BIMBOA	12,9%
SORIANAB	18,7%
WALMEXV	18,5%
KIMBERA	12,3%
FEMSAUBD	14,6%

Markowitz	
Ativo	Peso
GFINBURO	7,41%
CIEB	10,94%
GMEXICOB	22,41%
MASECAB	10,99%
GMODELOC	10,47%
WALMEXV	10,81%
ALFAA	26,97%

BMV – 1998

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
AUTLANB	9,2%
CERAMICD	10,1%
BEVIDESB	9,5%
POSADASA	10,4%
LIVEPOLC-1	11,3%
PE&OLES	10,1%
BIMBOA	11,1%
GMODELOC	15,5%
KIMBERA	12,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
MASECAB	18,31%
COMERCIUBC	20,95%
ICA	8,57%
VITROA	4,79%
GMODELOC	27,53%
KIMBERA	7,06%
WALMEXV	12,78%

BMV – 1999

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
KOFL	10,5%
GCC	11,7%
ELEKTRA	12,0%
GMODELOC	12,0%
TLEVISACPO	32,1%
FEMSAUBD	10,9%
GCARSOA1	10,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
GCC	8,96%
VITROA	11,41%
BIMBOA	18,85%
COMERCIUBC	16,49%
GMEXICOB	13,70%
GMODELOC	22,62%
WALMEXV	4,52%
CEMEXCPO	3,45%

BMV – 2000

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
AUTLANB	10,4%
BEVIDESB	13,2%
KOFL	9,6%
LIVEPOLC-1	10,5%
TMMA	17,8%
POSADASA	11,3%
GMODELOC	15,8%
KIMBERA	11,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
ARA	16,20%
COMERCIUBC	2,18%
GFINBURO	28,84%
BIMBOA	12,93%
GSANBORB-1	1,93%
GMEXICOB	2,97%
GMODELOC	15,01%
KIMBERA	9,98%
WALMEXV	1,46%
CEMEXCPO	8,51%

BMV – 2001

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
RCENTROA	17,4%
POSADASA	12,4%
TMMA	16,6%
KUOB	27,9%
KIMBERA	11,7%
TLEVISACPO	14,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
COMERCIUBC	5,74%
BIMBOA	16,01%
SORIANAB	5,45%
KIMBERA	22,31%
GMODELOC	12,64%
CEMEXCPO	37,84%

BMV – 2002

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
EDOARDOB	10,5%
LIVEPOLC-1	14,7%
KOFL	11,4%
VITROA	15,6%
ARA	11,3%
KIMBERA	12,0%
AZTECACPO	10,8%
GMODELOC	13,7%

Markowitz	
Ativo	Peso
COMERCIUBC	2,57%
BIMBOA	12,99%
GEOB	3,22%
ARA	7,95%
GMEXICOB	0,74%
GFINBURO	1,96%
GCARSOA1	4,94%
KIMBERA	27,49%
FEMSAUBD	0,13%
GMODELOC	28,65%
CEMEXCPO	9,38%

BMV – 2003

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SIMECB	6,2%
RCENTROA	6,7%
PE&OLES	8,3%
GSANBORB-1	5,8%
CIEB	6,4%
SORIANAB	5,6%
ELEKTRA	7,1%
GEOB	6,4%
ARA	6,3%
AZTECACPO	8,7%
KIMBERA	5,9%
GMODELOC	5,8%
TLEVISACPO	8,3%
CEMEXCPO	6,0%
WALMEXV	6,3%

Markowitz	
Ativo	Peso
CIEB	6,06%
BIMBOA	6,13%
GFINBURO	2,91%
ELEKTRA	0,86%
COMERCIUBC	6,51%
GCARSOA1	13,79%
GEOB	14,70%
ARA	0,13%
GMEXICOB	2,56%
AZTECACPO	3,45%
KIMBERA	25,29%
ALFAA	6,05%
FEMSAUBD	1,42%
GMODELOC	9,16%
AMXL	0,96%

BMV – 2004

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SIMECB	9,1%
ALSEA	10,7%
PE&OLES	9,6%
AZTECACPO	10,7%
KIMBERA	13,4%
GEOB	8,9%
GMODELOC	9,3%
TLEVISACPO	10,8%
WALMEXV	17,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
GSANBORB-1	5,82%
AC	4,39%
BIMBOA	2,37%
GFINBURO	6,03%
ELEKTRA	2,11%
GCARSOA1	7,74%
KIMBERA	30,46%
GEOB	2,27%
FEMSAUBD	4,80%
GMODELOC	18,66%
GFNORTEO	9,83%
TLEVISACPO	0,41%
CEMEXCPO	5,12%

BMV – 2005

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
FRAGUAB	8,6%
ALSEA	8,9%
VITROA	11,8%
BIMBOA	8,6%
KIMBERA	11,9%
GMODELOC	10,8%
TLEVISACPO	11,1%
WALMEXV	15,3%
AMXL	12,9%

Markowitz	
Ativo	Peso
VITROA	0,03%
AC	14,35%
SORIANAB	3,42%
COMERCIUBC	2,17%
AZTECACPO	6,31%
BIMBOA	1,00%
GFINBURO	1,47%
GCARSOA1	10,77%
KIMBERA	7,00%
ELEKTRA	0,01%
URBI	4,82%
GMODELOC	15,01%
FEMSAUBD	19,45%
ICA	2,57%
GFNORTEO	1,18%
TLEVISACPO	5,65%
WALMEXV	4,80%

BMV – 2006

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CYDSASAA	11,4%
HOGARB	7,1%
CIDMEGA	7,6%
ALSEA	9,0%
AC	6,7%
KIMBERA	7,1%
ARA	7,5%
FEMSAUBD	7,0%
GEOB	6,7%
TLEVISACPO	7,5%
WALMEXV	12,0%
AMXL	10,2%

Markowitz	
Ativo	Peso
MEXCHEM	15,81%
ALSEA	10,12%
ASURB	10,71%
AC	21,49%
GFINBURO	7,61%
IDEALB-1	2,47%
ELEKTRA	2,50%
KIMBERA	18,75%
FEMSAUBD	8,85%
TLEVISACPO	1,69%

BMV – 2007

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
HOGARB	14,4%
CMOCTEZ	14,1%
ASURB	16,2%
KIMBERA	13,3%
TLEVISACPO	11,6%
WALMEXV	13,2%
AMXL	17,2%

Markowitz	
Ativo	Peso
AC	40,03%
SAREB	3,76%
OMAB	5,43%
GRUMAB	7,39%
MEXCHEM	2,48%
BIMBOA	1,24%
ASURB	11,30%
GFINBURO	7,50%
ELEKTRA	9,15%
SORIANAB	2,09%
AXTELCPO	4,64%
KIMBERA	2,40%
TLEVISACPO	1,35%
CEMEXCPO	1,24%

BMV – 2008

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
HILASALA	8,4%
CIDMEGA	7,9%
CMRB	8,8%
CULTIBAB	9,6%
GIGANTE	7,9%
FRAGUAB	8,0%
CMOCTEZ	8,3%
ASURB	8,1%
AZTECACPO	8,3%
KIMBERA	8,3%
MEXCHEM	8,1%
ELEKTRA	8,3%

Markowitz	
Ativo	Peso
AC	64,64%
ASURB	7,85%
AZTECACPO	11,17%
OMAB	4,66%
SORIANAB	1,66%
GFINBURO	2,65%
ELEKTRA	2,51%
GMODELOC	3,35%
WALMEXV	1,51%

BMV – 2009

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
VITROA	9,8%
SAREB	9,1%
ALSEA	8,4%
COMERCIUBC	14,1%
GRUMAB	10,8%
ARA	8,1%
ALFAA	9,2%
PE&OLES	8,5%
HOMEX	9,5%
CEMEXCPO	12,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
FINDEP	0,60%
KOFL	4,89%
IDEALB-1	7,90%
AC	40,41%
AZTECACPO	9,94%
COMERCIUBC	2,82%
GAPB	1,26%
ALFAA	2,23%
KIMBERA	13,17%
GMODELOC	8,52%
WALMEXV	8,27%

BMV – 2010

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
VITROA	22,2%
GCARSOA1	15,4%
KIMBERA	19,7%
PE&OLES	21,5%
WALMEXV	21,3%

Markowitz	
Ativo	Peso
MAXCOMCPO	0,19%
OMAB	5,29%
ALSEA	2,45%
BOLSAA	6,05%
AZTECACPO	9,47%
ARA	2,73%
AC	31,13%
KIMBERA	3,85%
ALFAA	6,88%
ELEKTRA	3,96%
FEMSAUBD	6,64%
GFNORTEO	1,10%
WALMEXV	10,55%
AMXL	9,71%

BMV – 2011

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
GIGANTE	8,9%
GCC	8,9%
CMOCTEZ	9,4%
IDEALB-1	11,1%
PINFRA	9,6%
ASURB	9,9%
GAPB	10,4%
KIMBERA	11,4%
GMODELOC	9,7%
ELEKTRA	10,8%

Markowitz	
Ativo	Peso
SPORTS	22,86%
MEGACPO	7,81%
SIMECB	1,50%
PINFRA	1,29%
HERDEZ	24,91%
ICHB	3,81%
CHDRAUIB	1,40%
KOFL	2,39%
GAPB	14,36%
LIVEPOLC-1	14,30%
AC	2,26%
GMODELOC	3,12%

BOVESPA – 1995

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
DOCA3	12,9%
BRGE3	20,7%
SUZB5	11,4%
KLBN4	9,0%
CRUZ3	10,8%
AMBV4	11,0%
VALE5	14,5%
ELET6	9,6%

Markowitz	
Ativo	Peso
KLBN4	6,16%
ITUB4	52,69%
AMBV4	20,37%
USIM5	20,79%

BOVESPA – 1996

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
BRGE3	10,7%
RPAD5	11,3%
ESTR4	16,1%
MGEL4	9,7%
CTNM4	14,2%
VIVT4	14,0%
VALE5	10,2%
ELET6	13,9%

Markowitz	
Ativo	Peso
INEP4	5,22%
KLBN4	8,86%
BRKM5	8,17%
LIGT3	8,44%
ITUB4	6,37%
CSNA3	6,87%
BBDC4	1,87%
VIVT4	3,98%
CMIG4	1,38%
AMBV4	34,69%
USIM5	11,45%
ELET6	2,71%

BOVESPA – 1997

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
MLFT4	20,8%
CTNM4	24,1%
AMBV4	17,1%
VIVT4	17,6%
ELET6	20,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
UNIP6	7,77%
CBEE3	17,66%
KLBN4	9,94%
BMTO4	3,71%
CSNA3	30,84%
ITUB4	0,33%
AMBV4	29,75%

BOVESPA – 1998

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
JBDU4	9,6%
BRGE3	8,0%
MTSA4	6,7%
FESA4	7,6%
RPAD5	7,8%
CIQU4	6,6%
PNVL3	6,5%
FJTA4	6,8%
ALPA4	6,4%
BDLL4	7,3%
POMO4	6,8%
ETER3	7,1%
BOBR4	6,4%
LAME4	6,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
INEP4	12,06%
USIM5	4,06%
AMBV4	33,01%
ITUB4	24,19%
BBDC4	7,78%
VALE5	18,90%

BOVESPA – 1999

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PMET6	11,8%
TEKA4	11,8%
ITEC3	14,3%
OIBR4	10,0%
GGBR4	11,4%
VIVT4	11,4%
ELET6	14,2%
PETR4	15,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
TBLE3	12,32%
GOAU4	18,67%
OIBR4	12,48%
LIGT3	9,44%
ITUB4	7,19%
BBDC4	24,39%
VALE5	15,51%

BOVESPA – 2000

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
JBDU4	26,1%
BRGE3	16,9%
RPAD5	14,9%
CIQU4	11,2%
BOBR4	19,5%
ITSA4	11,3%

Markowitz	
Ativo	Peso
TELB4	1,51%
BBAS3	12,12%
TBLE3	12,13%
GOAU4	14,70%
BRKM5	11,31%
KLBN4	5,52%
CRUZ3	1,18%
GGBR4	1,43%
LIGT3	2,00%
CSNA3	11,34%
ITUB4	3,59%
VIVT4	7,34%
PETR4	15,82%

BOVESPA – 2001

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CBEE3	10,9%
GUAR3	12,6%
SGAS4	11,1%
BDLL4	10,8%
BRKM5	10,8%
GGBR4	11,0%
CMIG4	10,9%
OIBR4	11,0%
ELET6	11,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
UNIP6	17,70%
GOAU4	10,79%
BRKM5	3,69%
CSNA3	7,89%
ITSA4	3,10%
AMBV4	9,89%
VALE5	31,09%
PETR4	15,85%

BOVESPA – 2002

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PMET6	14,6%
TEKA4	13,3%
CEPE5	12,1%
SUZB5	11,9%
BRKM5	12,0%
PCAR4	12,1%
AMBV4	12,0%
VALE5	12,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
BOBR4	2,88%
CTNM4	9,56%
GOAU4	16,97%
CLSC4	10,38%
EMBR3	1,59%
CRUZ3	11,13%
VIVT4	0,56%
SBSP3	5,13%
NETC4	0,51%
AMBV4	11,34%
VALE5	29,94%

BOVESPA – 2003

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
PMET6	9,2%
EKTR4	7,7%
ITEC3	7,0%
LIPR3	17,8%
INEP4	7,5%
TIMP3	7,9%
LAME4	8,5%
NETC4	10,8%
GGBR4	6,8%
USIM5	6,7%
EBTP4	10,2%

Markowitz	
Ativo	Peso
FJTA4	0,66%
BOBR4	1,38%
UNIP6	8,47%
POMO4	8,10%
TBLE3	3,92%
LAME4	12,76%
CTNM4	6,26%
CGAS5	0,55%
GOAU4	4,46%
PCAR4	2,81%
CRUZ3	10,20%
KLBN4	4,36%
VIVT4	1,01%
SBSP3	0,23%
ITSA4	8,30%
USIM5	0,55%
AMBV4	9,33%
CSNA3	0,50%
ITUB4	0,32%
VALE5	15,82%

BOVESPA – 2004

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CAFE4	8,6%
JBDU4	9,6%
ITEC3	8,2%
CBEE3	10,5%
PMET6	17,8%
PTBL3	10,8%
LAME4	10,1%
CRUZ3	8,2%
OIBR4	8,0%
AMBV4	8,4%

Markowitz	
Ativo	Peso
SAPR4	24,61%
COCE5	16,68%
FESA4	25,27%
RAPT4	4,65%
POMO4	3,41%
CTNM4	7,29%
PCAR4	2,03%
CRUZ3	0,27%
CCRO3	8,81%
SUZB5	2,65%
AMBV4	4,17%
VALE5	0,15%

BOVESPA – 2005

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
SGAS4	9,5%
MWET4	8,6%
RSID3	12,2%
BOBR4	11,0%
GUAR3	12,4%
PCAR4	9,8%
LAME4	8,6%
EBTP4	8,8%
AMBV4	10,1%
NETC4	8,9%

Markowitz	
Ativo	Peso
EMAE4	1,29%
TELB4	0,07%
MGEL4	3,72%
FJTA4	4,45%
FESA4	12,94%
POMO4	5,52%
RAPT4	9,89%
CTNM4	2,84%
PSSA3	10,27%
TBLE3	0,42%
GRND3	3,70%
EMBR3	1,66%
CPFE3	5,43%
GOLL4	4,92%
DASA3	10,14%
NATU3	3,82%
PCAR4	2,77%
LAME4	0,04%
CCRO3	4,98%
AMBV4	11,15%

BOVESPA – 2006

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CMGR3	11,4%
SCAR3	10,7%
LIGT3	9,1%
TIMP3	9,0%
EBTP4	9,2%
CPLE6	9,8%
ELET6	9,8%
NETC4	11,6%
CMIG4	8,9%
USIM5	10,6%

Markowitz	
Ativo	Peso
BOBR4	4,49%
FJTA4	5,81%
CTNM4	7,84%
ETER3	10,67%
SLED4	3,90%
POMO4	11,16%
GRND3	2,51%
UNIP6	4,08%
ARTR3	3,39%
GETI4	4,58%
VIVT4	9,44%
SUZB5	4,88%
CRUZ3	3,34%
EMBR3	9,83%
EBTP4	9,48%
AMBV4	4,59%

BOVESPA – 2007

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
CMGR3	10,2%
MEND6	24,0%
PMET6	12,5%
AELP3	10,3%
TEKA4	13,5%
IDNT3	21,4%
ELET6	8,0%

Markowitz	
Ativo	Peso
MGEL4	5,20%
RNAR3	1,86%
JFEN3	2,87%
COCE5	5,84%
SLED4	7,09%
ALPA4	12,35%
CTAX4	18,56%
GRND3	4,68%
TAEE11	0,82%
MDIA3	7,85%
CSMG3	0,95%
BISA3	0,22%
RAPT4	1,33%
GUAR3	3,81%
GETI4	4,95%
ODPV3	2,30%
CGAS5	2,68%
SBSP3	0,09%
SUZB5	2,48%
EMBR3	14,06%

BOVESPA – 2008

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
IGUA6	26,4%
BRGE3	24,9%
RPAD5	25,2%
VIVT4	23,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
IGBR3	0,08%
RNAR3	12,24%
RCSL4	0,09%
COCE5	3,46%
CTNM4	6,96%
PRVI3	5,16%
IMBI4	0,02%
GRND3	5,34%
RDNI3	1,28%
TGMA3	0,01%
WSON11	4,22%
BEMA3	1,05%
SFSA4	1,07%
IGTA3	3,54%
MDIA3	3,35%
VLID3	3,93%
BISA3	0,14%
AMAR3	0,28%
LPSB3	1,82%
PLAS3	2,79%
UNIP6	0,01%
ETER3	1,27%
TOTS3	6,18%
ODPV3	2,07%
CLSC4	1,85%
CGAS5	6,56%
GETI4	3,90%
VIVT4	6,38%
TELB4	0,51%
MRFG3	0,74%
PSSA3	2,16%
ENBR3	0,01%
TRPL4	1,08%
TBLE3	3,06%
CRUZ3	1,29%
CPFE3	0,01%
NATU3	2,90%
EMBR3	2,37%
AMBV4	0,83%
CMIG4	0,01%

BOVESPA – 2009

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
RCSL4	13,6%
GUAR3	15,1%
INEP4	13,4%
IDNT3	15,2%
PMAM3	14,3%
RSID3	14,2%
GGBR4	14,1%

Markowitz	
Ativo	Peso
ESTR4	0,39%
BMTO4	2,76%
IGBR3	0,27%
MLFT4	0,56%
HBOR3	1,74%
BAZA3	2,30%
PINE4	0,65%
CARD3	2,51%
WSON11	15,20%
ROMI3	1,38%
ETER3	6,81%
INEP4	1,74%
TGMA3	2,25%
GRND3	4,53%
KEPL3	0,40%
KROT11	2,21%
COCE5	7,18%
LPSB3	0,07%
LOGN3	0,09%
ARTR3	2,08%
IGTA3	3,95%
BICB4	1,37%
ODPV3	1,77%
VLID3	0,42%
EQTL3	4,84%
MILK11	0,88%
SULA11	4,53%
VIVT4	9,03%
DTEX3	2,14%
GETI4	6,38%
AGEN11	1,83%
TRPL4	1,30%
HYPE3	1,25%
TBLE3	1,17%
VAGR3	0,44%
ELPL4	0,26%
NATU3	3,31%

BOVESPA – 2010

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
MEND6	15,3%
SGEN4	10,2%
MOAR3	10,5%
PMET6	14,9%
RCSL4	9,0%
CBMA4	17,9%
IGBR3	13,7%
RSID3	8,5%

Markowitz	
Ativo	Peso
BMTO4	2,15%
JFEN3	7,58%
PINE4	2,63%
PRVI3	0,88%
CARD3	3,32%
BEMA3	7,49%
CLSC4	2,93%
PFRM3	2,68%
GRND3	0,01%
GSHP3	2,13%
EUCA4	0,00%
CGAS5	16,87%
CREM3	0,04%
COCE5	5,23%
WSON11	0,71%
TGMA3	0,00%
SLED4	0,00%
KROT11	0,02%
CTAX4	2,46%
VLID3	1,18%
ALPA4	3,34%
GPIV11	0,04%
FLRY3	0,91%
MDIA3	1,62%
EQTL3	1,49%
VIVT4	4,68%
IGTA3	1,91%
CSMG3	1,09%
TRPL4	2,96%
SULA11	0,75%
PSSA3	1,56%
AMIL3	0,01%
GETI4	4,34%
ENBR3	0,05%
TBLE3	5,28%
TOTS3	0,02%
CPFE3	6,68%
DASA3	0,74%
LIGT3	0,80%
CRUZ3	2,54%
CPLE6	0,02%
NATU3	0,00%
BRFS3	0,01%
AMBV4	0,86%

BOVESPA – 2011

Alg. Proposto	
Ativo	Peso
REDE3	14,9%
CEEB3	12,9%
SOND5	13,3%
PMET6	13,6%
UCOP4	12,9%
TELB4	18,9%
VIVT4	13,6%

Markowitz	
Ativo	Peso
RNAR3	2,56%
FRIO3	1,36%
BEMA3	3,15%
BHGR3	7,43%
CARD3	2,26%
MNPR3	0,29%
NETC4	3,73%
ETER3	3,87%
PLAS3	2,53%
TEMP3	0,79%
JSLG3	0,37%
SMT03	2,63%
VIVR3	0,13%
COCE5	4,38%
CGAS5	3,44%
EQTL3	4,61%
GSHP3	1,97%
VLID3	6,17%
ARTR3	8,84%
TRPL4	8,25%
MULT3	0,21%
GETI4	12,18%
CPFE3	1,69%
TOTS3	0,01%
TBLE3	1,80%
ECOR3	2,18%
ENBR3	3,08%
ELPL4	2,67%
NATU3	1,01%
CIEL3	1,24%
AMBV4	5,18%