



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES**

FELIPE MOTA CAMPOS

**A IMPORTÂNCIA DA DIMENSÃO DO MERCADO DE TRABALHO PARA OS
DIFERENCIAIS DE PARTICIPAÇÃO E SALÁRIOS ENTRE GÊNEROS: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS CENTROS URBANOS BRASILEIROS**

**RECIFE - PE
2009**

FELIPE MOTA CAMPOS

**A IMPORTÂNCIA DA DIMENSÃO DO MERCADO DE TRABALHO PARA OS
DIFERENCIAIS DE PARTICIPAÇÃO E SALÁRIOS ENTRE GÊNEROS: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS CENTROS URBANOS BRASILEIROS**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - PIMES, da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

**Orientador: Prof. Dr. Raul da
Mota Silveira Neto**

**RECIFE - PE
2009**

Campos, Felipe Mota

A importância da dimensão do mercado de trabalho para os diferenciais de participação e salários entre gêneros : uma análise empírica para os centros urbanos brasileiros / Felipe Mota Campos . - Recife : O Autor, 2009.

125 folhas : fig. e tabela.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA. Economia, 2009.

Inclui bibliografia e Apêndice.

1. Economia urbana. 2. Mercado de trabalho. 3. Gênero Plural. 4. Discriminação de sexo no emprego – Brasil. 5. Salários. I. Título

331.2
331

CDU (1997)
CDD (22.ed.)

UFPE
CSA2009-034

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DO
MESTRADO EM ECONOMIA DE

FELIPE MOTA CAMPOS

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Felipe Mota Campos **APROVADO**.

Recife, 03/03/2009.


Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto
Orientador


Profª Dra. Tatiane Almeida de Menezes
Examinador Interno


Prof. Dr. Paulo Aguiar do Monte
Examinadora Externa/UFPB

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelas oportunidades e pelo aprendizado adquirido.

Aos meus pais, Irajá Campos e Angelina Mota, e minha irmã, Iraina Mota, que, mesmo distantes, sempre são um porto seguro.

Ao Professor Raul da Mota Silveira Neto, pela orientação, presteza, dedicação e paciência não só ao longo da elaboração desta dissertação, como durante todo um ano de trabalho.

Aos Professores Tatiane Menezes e Paulo Aguiar, que compõem a banca examinadora, pela disponibilidade, atenção e contribuições para melhoria e aperfeiçoamento desta dissertação.

A Patrícia Alves, que, mesmo assoberbada pelas atribuições da Secretaria do PIMES, sempre encontra tempo e disposição para atender aos alunos.

Aos professores, amigos e colegas do Programa de Pós-Graduação em Economia - PIMES, pelos ensinamentos e companheirismo ao longo do curso.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPQ, pela concessão da bolsa de estudos que permitiu a realização deste curso de mestrado em economia.

RESUMO

Estudos recentes têm trazido evidências que sugerem que os impactos das aglomerações urbanas sobre a participação e os salários dos indivíduos no mercado de trabalho divergiriam entre os gêneros. A hipótese postula que as aglomerações urbanas estimulariam a participação das mulheres no mercado de trabalho e reduziriam as perdas ocasionadas pela intermitência na carreira laboral e pela baixa mobilidade espacial. A partir dos micro-dados do Censo Demográfico 2000 e através de modelos *probit* com erros-padrão robustos e de Heckman (1979), este trabalho verifica esta hipótese para as áreas urbanas dos municípios brasileiros com mais de cem mil habitantes. As estimativas encontradas sugerem que os grandes centros urbanos estimulariam mais as mulheres a ingressarem no mercado de trabalho, em comparação aos homens. Ademais, as economias de aglomeração apresentariam um diferencial positivo sobre os salários favorável às mulheres. Portanto, as evidências fornecidas sugerem que a dimensão do mercado de trabalho e os diferenciais de participação e salários entre os gêneros estariam negativamente relacionados.

Palavras-chave: aglomerações urbanas, participação no mercado de trabalho, diferencial de salários.

ABSTRACT

Recent studies have brought evidence suggesting that the impacts of cities on the participation and wages of individuals in the labor market differ between genders. The hypothesis claims that the urban size would stimulate women's participation in the labor market and reduce the losses caused by interruptions in her career and the lower spatial mobility. From the micro-data from the 2000 Demographic Census and through probit models with robust standard errors and the standard Heckman (1979) approach dealing with sample selection, this study verifies this hypothesis for urban areas of Brazilian municipalities with more than one hundred thousand inhabitants. The estimates suggest that the large urban centers stimulate more women to join the labor market, compared to men. Moreover, economies of agglomeration present a positive differential on wages favorable to women. Therefore, the evidence suggests that given the size of the labor market and the difference of wages and participation between genders were negatively related.

Key-words: urban agglomeration, participation, wages differentials.

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 - Equilíbrio de preços e salários no mercado local.	19
Figura 2.2 - Oferta de mão de obra em mercado local para provedores primários (<i>P</i>) e secundários (<i>S</i>).	34
Figura 3.1 - Taxa de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho para o Brasil e macro-regiões (municípios com mais de 100 mil habitantes).	50
Figura 3.2 - Taxa de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho por subgrupos populacionais (municípios com mais de 100 mil habitantes).	53
Figura 4.1 - Diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho e tamanho dos municípios brasileiros entre 100 mil e 1,5 milhão de habitantes.	64
Figura 4.2 - Média da participação predita para homens e mulheres por <i>quantis</i> da população.	84
Figura 5.1 - Correlação entre salário-hora médio (<i>log</i>) ajustado e a população nos municípios brasileiros entre 100 mil e 1,5 milhão de habitantes.	90
Figura 5.2 - Correlação entre o diferencial de salários entre os gêneros nos municípios brasileiros entre de 100 mil e 1,5 milhão de habitantes.	91
Figura 5.3 - Evolução dos rendimentos estimados e do diferencial de salários entre os gêneros através dos <i>quantis</i> da população.	101

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 - Taxa de ocupação da população economicamente ativa para o Brasil urbano e macro-regiões (municípios com mais de 100 mil habitantes).	51
Tabela 3.2 - Taxa de indivíduos ocupados e procurando ocupação da população economicamente ativa para o Brasil urbano por subgrupos populacionais (municípios com mais de 100 mil habitantes)	55
Tabela 3.3 - Salário-hora médio observado e diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho por nível de educação formal (municípios com mais cem mil habitantes)	56
Tabela 3.4 - Salário-hora médio observado e diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho por ramos de atividade (municípios com mais cem mil habitantes)	57
Tabela 3.5 Salário-hora médio observado e diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho por subgrupos populacionais (municípios com mais cem mil habitantes)	59
Tabela 4.1 - As características das cidades, a participação relativa de homens e mulheres e o diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho.	65
Tabela 4.2 - Determinantes da participação no mercado de trabalho brasileiro (variável dependente: <i>dummy</i> economicamente ativo)	73
Tabela 4.3 - Efeitos marginais dos determinantes da participação dos indivíduos no mercado de trabalho (indivíduo representativo).	76
Tabela 4.4 - Determinantes da participação de homens e mulheres no mercado de trabalho (variável dependente: <i>dummy</i> economicamente ativo).	79
Tabela 5.1 - Efeito das aglomerações urbanas sobre os rendimentos no mercado de trabalho (variável dependente: <i>log</i> do salário-hora).	93
Tabela 5.2 - Efeito da densidade demográfica sobre os rendimentos no mercado de trabalho (variável dependente: <i>log</i> do salário-hora).	99
Tabela 5.3 - Efeito da dimensão do mercado sobre os rendimentos no mercado de trabalho de homens e mulheres (variável dependente: <i>log</i> do salário-hora).	103
Tabela 5.4 - Decomposição do diferencial de salário entre os gêneros para o mercado de trabalho brasileiro.	105
Tabela A.1 - Estatísticas sumárias das variáveis utilizadas.	119
Tabela A.2 - Características demográficas e econômicas dos municípios brasileiros com mais de cem mil habitantes.	121
Tabela A.3 - Determinantes da participação no mercado de trabalho - equação de seleção do modelo de Heckman (1979) (variável dependente: <i>dummy</i> ocupado).	125

SUMÁRIO

1. Introdução.....	10
2. A dimensão do mercado de trabalho, economias de aglomeração e o diferencial de participação e salários entre homens e mulheres	
2.1 Introdução	13
2.2 Economias de aglomeração: fundamentos teóricos	14
2.2.1 Demanda por trabalho e diferenciais de custo de vida	14
2.2.2 Diferenciais de produtividade entre as firmas	15
2.2.3 Distribuição das habilidades dos indivíduos entre os mercados.....	16
2.2.4 Externalidades positivas ao acúmulo de capital humano	17
2.2.5 Dimensão do mercado de trabalho e qualidade de <i>matches</i>	20
2.3 Economias de aglomeração: evidências disponíveis	23
2.4 Mobilidade espacial e o diferencial de rendimentos no mercado de trabalho .	29
2.4.1 A formação do diferencial de salários entre os gêneros e a decisão de migrar	29
2.4.2 Mobilidade espacial e os rendimentos de homens e mulheres: evidências empíricas	35
2.5 Aglomerações urbanas e participação no mercado de trabalho	37
2.6 Considerações finais	39
3. Tamanho do mercado de trabalho e diferencial de salários por gênero: metodologia e evidências exploratórias para as cidades brasileiras	
3.1 Introdução	41
3.2 Metodologia e Base de Dados.....	42
3.2.1 Determinantes da participação no mercado de trabalho: a aplicação do modelo <i>probit</i> em uma amostra em cluster	43
3.2.2 Seletividade da amostra e o impacto da dimensão do mercado de trabalho sobre os rendimentos	45
3.3 A participação de homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro: algumas regularidades.....	49
3.4 O diferencial de rendimentos entre os gêneros entre os subgrupos populacionais: estatísticas descritivas.....	56
4. Diferenciais de participação no mercado de trabalho entre os gêneros: a importância da dimensão do mercado de trabalho nos municípios brasileiros	
4.1 Introdução	60
4.2 O diferencial de participação no mercado de trabalho entre os gêneros e a dimensão das cidades brasileiras: evidências exploratórias.....	62

4.3	A dimensão do mercado de trabalho como determinante do diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho brasileiro	69
5.	O papel do tamanho do mercado de trabalho na determinação do diferencial de salários entre os gêneros nas cidades brasileiras	
5.1	Introdução	85
5.2	Aglomerações urbanas e retornos no mercado de trabalho	86
5.3	A dimensão do mercado de trabalho e o diferencial de rendimentos entre os gêneros nos municípios brasileiros	89
5.3.1	Evidências iniciais	89
5.3.2	Evidências econométricas.....	91
5.4	Decomposição dos determinantes do diferencial de salários entre os gêneros	101
6.	Conclusões.....	107
	Referências	113
	Apêndice	118

1. INTRODUÇÃO

A participação das mulheres no mercado de trabalho vem crescendo monotonicamente desde segunda metade do século XX. Mais especificamente, entre 1997 e 2007, o número de mulheres que participam do mercado de trabalho cresceu 18,6% em todo o mundo (OIT, 2008). Diversas teorias têm buscado explicar esta entrada massiva das mulheres no mercado de trabalho e seus possíveis condicionantes, como nupcialidade e presença de filhos. A taxa de fertilidade, por exemplo, teria um forte poder de explicação sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho, visto que esta teria um efeito negativo sobre a participação relativa das mulheres, especialmente para aquelas entre vinte e trinta e nove anos (Bloom, *et al*, 2007). Ademais, as preferências dos indivíduos construídas, em parte, por características culturais também poderiam explicar a disposição das mulheres em ingressar no mercado de trabalho (Reimers, 1985; Antecol, 2000, 2003).

Entretanto, mais recentemente, o espaço tem sido visto como uma possível variável na explicação da taxa de participação relativa das mulheres (Frank, 1978; Kim, 1985; Phimister, 2005 e Fogli e Veldkamp, 2008). Por exemplo, para Fogli e Veldkamp (2008), a interação entre os indivíduos em mercados locais é usada para explicar o crescimento da participação das mulheres no mercado de trabalho. Estes autores desenvolvem um modelo onde a participação das mulheres cresceria com a transmissão local de informações. Neste modelo, as mulheres observariam os efeitos de estar empregada sobre os seus filhos a partir de exemplos de mulheres próximas e, assim, a transmissão de informação em redes locais imporia variações na taxa de participação relativa entre os mercados locais.

Aliado a isto, o aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho deu-se, concomitantemente, com o crescimento das cidades, a urbanização da população e o surgimento de mega-aglomerados urbanos. Em todo o mundo, a população urbana passou de 30% para 45%, entre 1950 e 1995. Nos países industrializados a maior parte da população viveria em áreas urbanas, onde a taxa de urbanização chegou a 73%, em 1993 (Abdel-Rahman e Anas, 2004). Além disto, o diferencial de salários entre os homens e mulheres também teriam declinado na segunda metade do século passado,

segundo Weichselbauner e Winter-Ebmer (2005). Os resultados estimados pelos autores apontariam que o diferencial de rendimentos médio entre gêneros teria caído de 65% para aproximadamente 30%, entre 1960 e a última década do século XX. Assim sendo, estes fenômenos poderiam estar correlacionados, de um lado a concentração da população em grandes aglomerações urbanas e de outro o aumento da taxa de participação relativa das mulheres e a queda no diferencial de salários entre homens e mulheres.

De fato, as evidências colhidas por diversos autores¹ apontam para efeitos positivos das aglomerações urbanas sobre os rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho. A existência de economias de aglomeração poderia advir, por exemplo, da maior proximidade entre produtores de bens intermediários e bens finais, da redução de custos de transporte, do aumento do número de interações entre os indivíduos no mercado de trabalho, da geração de externalidades positivas ao acúmulo de capital humano e da compensação de custos de vida mais elevados. Estes fatores, dentre outros, explicariam uma parcela do diferencial de rendimentos entre trabalhadores residentes em grandes cidades e aqueles residentes em pequenos centros ou áreas rurais. Logo, retornos esperados maiores estimulariam uma maior oferta de mão de obra dos indivíduos e uma atração de trabalhadores para os grandes centros urbanos.

No entanto, os efeitos das aglomerações urbanas seriam divergentes sobre o comportamento de homens e mulheres no mercado de trabalho (Kim, 1985 e Phimister, 2005), assim como sobre os seus rendimentos esperados (Ofek e Merrill, 1997 e Phimister, 2005). Por hipótese, uma das razões para estes efeitos seria que grandes aglomerações disponibilizariam mercados de trabalho mais amplos e diversificados que aumentariam o número de interações entre os indivíduos. Assim, elevariam as chances e a qualidade das alocações (*matches*) entre indivíduos e firmas, incrementando a produtividade e os salários. Estes desdobramentos seriam mais relevantes para as mulheres, pois ajudariam a reduzir as perdas salariais advindas de sua baixa mobilidade espacial e das intermitências no mercado de trabalho (migração, filhos, etc.).

Apesar de a literatura internacional que trata das economias de aglomeração ser extensa e trazer estudos empíricos para diversos países, no Brasil, a existência de retornos positivos às aglomerações urbanas ainda é pouco conhecida. Os estudos

¹ Durantón e Puga (2004) apresentam uma ampla revisão dos micro-fundamentos para a existência de economias de aglomeração e os principais estudos empíricos publicados.

empíricos disponíveis focam suas investigações em diferenciais de produtividade industrial (Fontes, *et al*, 2007) ou na presença de retornos positivos ao acúmulo de capital humano agregado (Queiroz, 2003; Araújo e Silveira Neto, 2004; Falcão e Silveira Neto, 2007). Deste modo, a contribuição deste trabalho está em estimar os efeitos das economias de aglomeração sobre a participação e os salários dos indivíduos nas áreas urbanas dos municípios brasileiros. Ademais, este trabalho contribui do modo inovador ao fornecer evidências acerca dos impactos dos grandes centros urbanos sobre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro.

Dentro deste contexto, este trabalho tem por objetivo levantar evidências acerca da relação entre o tamanho das aglomerações urbanas e os diferenciais de participação e salários entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro. Ou seja, o intuito é verificar se estas evidências corroborariam a hipótese de que os impactos das grandes aglomerações urbanas seriam mais relevantes para as mulheres do que para os homens. A base de dados utilizada para colhermos estas evidências é construída a partir dos micro-dados do Censo Demográfico para o ano de 2000, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

Para alcançar tal finalidade, este trabalho é composto por mais cinco capítulos, exclusive esta introdução. No capítulo seguinte, são apresentados os fundamentos que explicariam a existência das economias de aglomeração, bem como as evidências empíricas disponíveis sobre estes. Além disto, são explorados os mecanismos através dos quais estes efeitos divergiriam entre homens e mulheres no mercado de trabalho. O terceiro capítulo traz as evidências exploratórias colhidas e apresenta a estratégia de estimação aplicada para aferir o impacto da dimensão populacional sobre os determinantes e os retornos dos indivíduos no mercado de trabalho, juntamente com a exposição da importância de acrescentar certos controles a estas estimações. No quarto capítulo, são fornecidas evidências econométricas acerca relação entre a dimensão do mercado de trabalho e o diferencial de participação relativa entre os gêneros. O capítulo cinco, por sua vez, revela os resultados estimados para a importância da dimensão do mercado de trabalho sobre o diferencial de salários entre homens e mulheres. Finalmente, no último capítulo são resumidas as principais evidências levantadas e reunidas as conclusões deste trabalho.

2. A DIMENSÃO DO MERCADO DE TRABALHO, ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E O DIFERENCIAL DE PARTICIPAÇÃO E SALÁRIOS ENTRE HOMENS E MULHERES

2.1 Introdução

As áreas urbanas, principalmente aquelas das grandes cidades, concentram a maior parcela da população dos países desenvolvidos e em desenvolvimento, entre eles o Brasil. Somado a este fator, os indivíduos que residem em zonas urbanas, em média, são mais escolarizados e possuem rendimentos maiores no mercado de trabalho. Além disto, as zonas urbanas facilitariam a aquisição de novos conhecimentos não só reduzindo os custos pecuniários, como aumentando o número de interações entre os indivíduos, possibilitando ganhos no nível de capital humano. As economias de aglomeração seriam uma das causas da formação e do crescimento das cidades. Marshall (1890) foi um dos primeiros a debater as explicações para a existência de retornos às aglomerações. Segundo Marshall (1890), as interações entre os indivíduos no mercado de trabalho, a aproximação de produtores de bens intermediários e de bens finais e *spill-overs* gerados pelo conhecimento agregado nas cidades seriam as fontes das economias de aglomeração.

Neste sentido, o objetivo deste capítulo é apresentar os modelos econômicos e as hipóteses, além das evidências empíricas encontradas na literatura econômica, que suportariam a presença de economias às aglomerações nos centros urbanos. Ademais, procurar-se investigar os mecanismos através dos quais as aglomerações urbanas poderiam afetar de modo distinto o comportamento e os salários de homens e mulheres no mercado de trabalho. Para alcançar este objetivo este capítulo, logo após esta introdução, discorre sobre as principais hipóteses que explicariam o surgimento de economias às aglomerações. A seção seguinte reúne as evidências empíricas que buscam verificar a aplicação destas hipóteses. A teoria e as evidências dos impactos das grandes zonas urbanas sobre o diferencial de participação e salários entre os gêneros constam nas duas seções ulteriores. A última seção traz os principais pontos levantados por este capítulo e introduz os objetivos do capítulo posterior.

2.2 Economias de aglomeração: fundamentos teóricos

A busca dos fundamentos econômicos que explicam a possível de existência de economias de aglomeração se traduz, na realidade, na investigação das razões que levariam os indivíduos e as firmas a concentrarem-se nas cidades. Estas razões explicariam a presença de economias de aglomeração que compensariam os custos advindos de congestionamento no acesso dos serviços, da geração de desamenidades e os preços mais elevados de bens e serviços. Diversas são as possíveis fontes dos retornos às aglomerações urbanas, tais como interações entre os indivíduos no mercado de trabalho, pela aproximação de demandantes e ofertadores de bens e insumos reduzindo custos de transporte e facilitando a difusão de novas tecnologias e por externalidades positivas ao acúmulo de conhecimento nas cidades. Assim sendo, nas subseções que seguem, os fundamentos teóricos que suportariam a hipótese de economias de aglomeração são sucintamente explorados, com intuito de identificar as bases econômicas da correlação positiva entre salários e dimensão populacional das localidades.

2.2.1 Demanda por trabalho e diferenciais de custo de vida

A presença de diferenciais de rendimentos entre trabalhadores igualmente produtivos que habitam cidades de tamanhos diferentes, em parte, pode estar fundada em custos de vida mais elevados em grandes centros urbanos. Glaeser e Maré (1994) através de uma função de utilidade formalizam um modelo teórico simples que ilustra como diferenciais de custos de vida podem se refletir em diferenciais de salários entre as cidades. No modelo apresentado os indivíduos maximizam uma função utilidade composta por um bem negociável e outro bem não negociável entre os mercados, cuja forma funcional é uma função Cobb-Douglas e o preço do bem negociável é normalizado para um entre os mercados. O preço do bem não negociável é função das características específicas de cada localidade (Z) e estas influíram na determinação dos preços locais deste bem $P(Z)$. O salário de cada localidade, da mesma forma, é representado por $W(Z)$.

Assim, os indivíduos em cada localidade buscarão maximizar sua função utilidade, composta pela cesta de bens $X_1^\alpha X_2^{1-\alpha}$, sujeita seguinte restrição orçamentária $W(Z) \geq X_1 + P(Z)X_2$, onde X_1 representa o consumo do bem negociável e X_2 o consumo

do bem não negociável. A utilidade indireta para a solução desta restrição, para um indivíduo residente numa localidade com características Z , será $A_1 W(Z) P(Z)^{\alpha-1}$, sendo $A_1 = \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}$ e constante para todas as localidades. Portanto, se há migração e os indivíduos maximizam sua utilidade entre os diversos mercados, entre duas localidades com características distintas Z e Z' , teremos:

$$\text{Log} \frac{W(Z')}{W(Z)} = (1 - \alpha) \text{Log} \frac{P(Z')}{P(Z)}. \quad (1)$$

Deste modo, a equação (1) mostra que diferenças de rendimentos entre as localidades compensariam precisamente diferenças de custos entre bens não negociáveis. Logo, as diferenças de salários entre cidades espelhariam diferenças no custo de vida entre elas, como preço da terra, aluguéis, amenidades, dentre outros. Portanto, caso as economias de aglomeração sejam basicamente reflexo de diferenças de preços de atributos locais, portanto, não negociáveis no mercado global, e o controle para estes diferenciais anulariam os retornos positivos em grandes aglomerações. Apesar disso, as evidências empíricas, como veremos adiante, não corroboram esta hipótese e, em nosso caso específico, não haveria indícios que apontem para um diferencial de custos associados aos centros urbanos que varie entre homens e mulheres.

2.2.2 Diferenciais de produtividade entre as firmas

Uma hipótese para existência de economias de aglomeração é que firmas localizadas em grandes centros urbanos apresentariam um diferencial positivo na produtividade dos trabalhadores quando comparadas às firmas localizadas em pequenos centros ou zonas rurais. Wheeler (2006) enumera alguns fatores que poderiam estar relacionados a este diferencial de produtividade, dentre eles, a realização de economias escalas, a especialização de firmas e trabalhadores em determinados setores de produção, a redução de custos de transporte e comércio de insumos e produtos e a existência de externalidades positivas ao acúmulo de capital humano.

Glaeser e Maré (1994) formalizam a existência de economias de aglomeração através de um modelo de concorrência perfeita composto por terra e trabalho, cuja função de produção é do tipo Cobb-Douglas. A função de produção local desenhada pelos autores exibe retornos constantes de escala e admite a presença de efeitos locais que afetam o produto agregado, a produtividade dos trabalhadores e preços distintos do

fator terra. A partir da livre entrada de firmas no mercado local e da condição de lucro econômico zero no equilíbrio, Glaeser e Maré (1994) argumentam que diferenças nos salários entre as cidades poderiam refletir diferenciais de rendimento do capital humano, de produtividade e de custos de capital menores em certas localidades. Neste contexto, as grandes aglomerações urbanas poderiam gerar retornos crescentes ao permitirem o acesso mais fácil e mais barato aos insumos de produção através da redução dos custos de transporte. O custo de capital das empresas também poderia ser reduzido dado que a concentração facilitaria ao capitalista monitorar os recursos aplicados garantindo, assim, menores custos de administração e menor exigência de colateral. Ademais, uma maior provisão de bens públicos nas grandes aglomerações poderia gerar retornos crescentes a escala.

Aglomerações urbanas maiores também estariam associadas a mercados mais amplos e mais diversificados. Desta forma, Duranton e Puga (2004) asseveram que a diversificação de insumos e setores poderia ser outra fonte de economias de aglomeração. Os autores apresentam um modelo de concorrência perfeita com a produção de apenas um bem final e composto por m setores que produzem bens intermediários. Neste modelo a função de produção de cada setor exibe retornos crescentes em função da força de trabalho empregada pelo setor. Isto em razão que o emprego de um montante maior de mão de obra implicaria um maior número de produtores intermediários em cada setor. Por conseguinte, os produtores de bens finais tornar-se-iam mais produtivos frente ao acesso a uma ampla gama de bens intermediários. Portanto, um aumento na produção agregada da economia, via uma diversificação e compartilhamento de uma maior rede de produtores intermediários, exigiria um crescimento menos que proporcional na oferta de insumos primários e os ganhos de produtividade seriam refletidos nos salários dos indivíduos.

2.2.3 Distribuição das habilidades dos indivíduos entre os mercados

A maior produtividade dos indivíduos localizados em grandes centros urbanos pode estar ligada, por outro lado, a uma concentração maior de indivíduos mais habilidosos nestas localidades. Assim, o diferencial de salários entre em indivíduo residente em um grande centro urbano e um indivíduo localizado em uma pequena localidade, com as mesmas características observáveis, poderia ser explicado parcialmente por diferenças de habilidade. Assim, indivíduos mais habilidosos

poderiam ser atraídos para as cidades maiores em busca de uma remuneração mais vantajosa e/ou melhores possibilidades de ocupação ou carreira. Yankow (2006) argumenta que grandes centros urbanos teriam maior poder para atrair e reter indivíduos mais habilidosos.

Logo, haveria uma auto-seleção entre habilidades e tamanho dos municípios, onde a concentração de indivíduos mais habilidosos seria diretamente relacionada ao tamanho das cidades. Conseqüentemente, a distribuição heterogênea dos indivíduos mais habilidosos entre os aglomerados urbanos seria parcialmente responsável pela presença de diferenciais de rendimentos entre as localidades. Ademais, a atribuição do diferencial a esta hipótese implicaria que indivíduos que migram para grandes cidades e aqueles que residem nelas por razões não relacionadas às habilidades não perceberiam um prêmio salarial pertinente às aglomerações (Glaeser e Maré, 1994). Além disto, o controle para as habilidades dos indivíduos ou a inclusão de uma variável instrumental que esteja não correlacionada às habilidades não observáveis implicaria numa redução, ou mesmo no desaparecimento, das economias de aglomeração estimadas.

2.2.4 Externalidades positivas ao acúmulo de capital humano

A hipótese de concentração de indivíduos mais habilidosos em grandes centros urbanos poderia ainda estar relacionada a um maior acúmulo de capital humano, dado que estes indivíduos teriam menores custos em adquiri-lo. Além disto, grandes centros urbanos agiriam como aceleradores do acúmulo de capital humano, uma vez que estes incrementariam o número de interações entre os indivíduos. Segundo Glaeser (1999), o número de interações cresceria com o tamanho dos centros urbanos e, conseqüentemente, a velocidade de aprendizado com o número de interações. Aliado a isto, grandes cidades promoveriam uma melhor divisão do trabalho permitindo que indivíduos mais habilidosos especializassem-se em uma determinada qualificação e, portanto, tornado-se mais produtivos mais rapidamente.

No modelo apresentado por Glaeser (1999) indivíduos adquirem mais qualificação através do contato com indivíduos mais qualificados. A probabilidade de adquirir mais qualificação seria função da parcela de indivíduos qualificados e da população local, assim, aqueles residentes em grandes e mais densas áreas urbanas teriam um maior número de interações num determinado período. Deste modo, a

variância e a média de qualificação seriam maiores em grandes aglomerações do que em cidades menores. O modelo prevê ainda que os indivíduos mais jovens e os mais qualificados tenderiam a concentrarem-se nos centros urbanos maiores, devido a uma valorização do capital humano nestes.

Estas hipóteses são compatíveis com o modelo proposto por Rauch (1993), segundo o qual o nível médio de capital humano de cada localidade é visto como um bem público que gera externalidade positivas sobre os salários e preços nos centros urbanos. Em um modelo com livre mobilidade de indivíduos e firmas entre um número determinado de localidades², cada localidade j detém uma dotação de terra L_j e uma cesta de características locais, s_j . A função utilidade dos indivíduos é composta por uma cesta de bens, pelo local de residência e por bens públicos locais. A renda do trabalho é totalmente exaurida na aquisição da cesta de bens e no pagamento dos custos da terra (aluguéis) e, por simplicidade, assumisse que todos os senhorios não habitam nas localidades determinadas.

Os diferenciais entre os níveis de capital humano entre os indivíduos são medidos a partir da unidade de trabalho eficiência, h , pela qual estes recebem no mercado uma remuneração equivalente a w_j . As preferências são, por hipótese, homotéticas e idênticas o que permite que tenhamos um equilíbrio espacial entre os diversos mercados que pode ser representado por

$$V_j = \vartheta(r_j; s_j)w_j = u^0 \quad (2)$$

onde V_j é a utilidade indireta do indivíduo proporcionada por uma unidade de eficiência de trabalho, r_j é preço do aluguel de uma unidade de terra na localidade j e u^0 é o nível médio de produto gerado por uma unidade de eficiência de trabalho. As firmas produzem o bem final utilizando força de trabalho e terra local e capital que tem seu preço determinado exogenamente. O preço do bem final é normalizado e todos os demais preços do mercado são expressos em unidades do bem final. A função de produção das firmas exhibe retornos constantes à escala com relação a todos os fatores de produção. Sendo c a unidade do custo de produção, o equilíbrio espacial é dado a partir de

$$c(r_j; w_j; s_j) = 1. \quad (3)$$

² Contudo, o modelo formalizado por Rauch (1993) não permite migrações de retorno ou deslocamentos sazonais de indivíduos e firmas entre as localidades.

Neste contexto, a Figura 2.1 combina as condições para o equilíbrio espacial entre consumidores e firmas. A curva positivamente inclinada revela os pontos de equilíbrio dos consumidores, composta pelos pontos (w_j, r_j) que satisfazem a condição de equilíbrio da equação (2), dadas as características locais, s_j . De modo similar, a curva negativamente inclinada revela os pontos (w_j, r_j) que satisfazem a condição de equilíbrio para as firmas expressa na equação (3), dado s_j . A partir das quais podem ser derivadas as demandas por terra e trabalho para firmas e indivíduos.

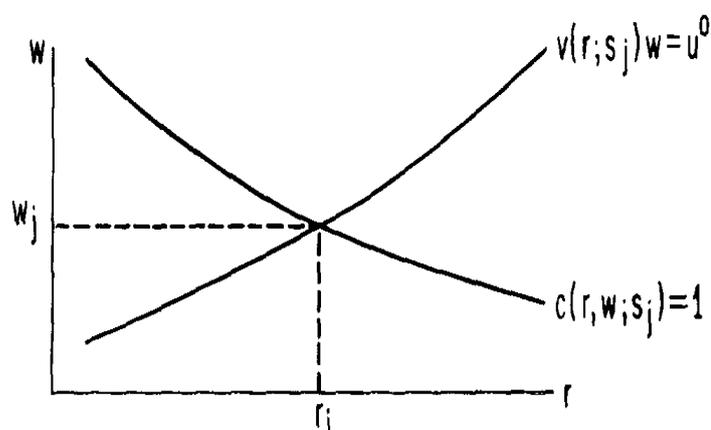


Figura 2.1 - Equilíbrio de preços e salários no mercado local.
Fonte: Rauch (1993).

Dado o nível médio de capital humano de localidade j representado por h_j , determinado de maneira exógena, podemos determinar o produto total da economia (X_j) e a população de cada localidade (N_j). Ademais, Rauch (1993) demonstra que o nível agregado de unidades de eficiência de trabalho de cada localidade pode ser dado por $N_j h_j$. Portanto, se considerarmos o nível médio de capital humano (h_j) como uma característica local que eleva a produtividade, mas não gera nenhuma utilidade para os indivíduos, uma mudança nesta característica deslocaria a curva de equilíbrio das firmas sem afetar a curva de equilíbrio dos consumidores.

Desta maneira, a partir da Figura 2.1, podemos verificar que dado duas localidades com níveis distintos de capital humano agregado ($h_1 > h_2$), naquela localidade onde o nível médio de capital humano fosse mais elevado (h_1) teríamos níveis de salários e aluguéis mais elevados que na outra localidade (h_2), dadas as demais características constantes. Logo, os efeitos do nível de capital humano médio de cada localidade seriam indistintos sobre os rendimentos dos indivíduos no mercado de

trabalho. Na medida em que o modelo sugerido por Rauch (1993) distingue os trabalhadores segundo o nível capital humano detido (refletido pelas unidades de eficiência de trabalho) ele, implicitamente, supõe que estes são substitutos perfeitos entre si no mercado de trabalho.

Eatona e Eckstein (1997) desenvolveram um modelo dinâmico de urbanização e crescimento das cidades baseado no acúmulo de capital humano que confirma as principais conclusões do modelo de Rauch (1993). No modelo de Eatona e Eckstein (1997), as cidades convergiriam para uma taxa comum de crescimento populacional mantendo, contudo, diferentes níveis populacionais. O tamanho relativo das cidades seria função da produtividade do trabalho, esta relacionada ao nível de capital humano agregado de cada localidade. No estado estacionário, as grandes cidades deteriam altos níveis de capital humano acumulado e em função disto preços da terra (aluguéis) altos e salários por trabalhador mais elevados, mesmo com trabalhadores homogêneos e livres para migrar entre as cidades.

De acordo com Falcão e Silveira Neto (2007), Morreti (2004), em seu modelo teórico, relaxa a hipótese de substituição perfeita entre trabalhadores com diferentes níveis de capital humano. Permitindo identificar quais os efeitos do nível de agregado de capital humano de uma localidade devido às forças de mercado ou a externalidades positiva ao acúmulo de capital humano. O modelo proposto identifica o efeito de um aumento relativo na oferta de trabalhadores qualificados em uma localidade sobre os salários dos indivíduos com diferentes níveis de capital humano. Dado um aumento na parcela de trabalhadores qualificados em uma cidade, os rendimentos de trabalhadores não qualificados seriam afetados tanto pela substituição imperfeita entre estes e os trabalhadores qualificados como pela presença de externalidades positivas ao nível agregado de capital humano. Ao passo que entre os trabalhadores qualificados esta alteração na oferta destes provocaria efeitos negativos sobre seus rendimentos, mas teriam efeitos positivos advindos das externalidades positivas citadas.

2.2.5 Dimensão do mercado de trabalho e qualidade de *matches*

A concentração de trabalhadores e firmas nas grandes aglomerações urbanas, como vimos anteriormente, pode advir de diversos fatores que gerariam economias de aglomeração. Dentre eles, um aumento do número de interações entre os indivíduos,

através das quais permutariam conhecimento e informações, elevando, assim, o nível de capital humano agregado das localidades. Dentro deste arcabouço, o crescimento do número de contatos possibilitaria um incremento nas probabilidades de *match* entre os agentes econômicos, uma vez que a concentração de ofertadores e demandantes seja de mão de obra, insumos ou produtos finais, em um espaço circunscrito elevaria as chances de prover alocações mais adequadas. Aliado a isto, Duranton e Puga (2004) apresentam um modelo teórico a partir do qual a qualidade das alocações (*matches*) nos mercados seria função da dimensão das aglomerações urbanas e que este ganho de qualidade importaria em retornos crescentes para as firmas e maiores rendimentos aos trabalhadores.

Segundo o modelo proposto por Duranton e Puga (2004), o número de firmas de cada indústria é determinado endogenamente e estas empregam a mesma tecnologia. As firmas são produtoras de um bem final homogêneo (com o preço normalizado para igual a um) e empregam um gama de trabalhadores com uma distribuição de qualificações heterogênea, onde cada um oferta uma unidade de trabalho. Assim a função de produção da firma pode ser descrita como $y(h) = \beta l(h) - \alpha$, onde $l(h)$ representa o total de mão de obra empregada pela firma, β é a produtividade marginal do fator trabalho e α os custos fixos de produção da firma. Assim, quando uma firma emprega um trabalhador que não possui a qualificação adequada a ocupação ela incorre em um custo pelo *mismatch*, que pode ser associado a custos de treinamento, por exemplo.

Supõe-se uma distribuição uniforme das qualificações em torno de um espaço unitário e que as firmas e os trabalhadores estão equitativamente distribuídas dentro deste espaço, sendo estes últimos com densidade igual à força de trabalho L . Logo, se a qualificação de um trabalhador diferir daquela requerida pelo empregador em uma distância z , então o custo do *mismatch* pode ser expresso por μz , onde o termo μ representa o custo econômico de *mismatch*. Sendo a indústria composta por n firmas, como elas estão simetricamente distribuídas no espaço de qualificações, no equilíbrio elas ofertaram a mesma taxa de salários w . Assumindo que tenhamos pleno emprego, as firmas competirão pelos trabalhadores disponíveis e, portanto, cada firma terá efetivamente dois competidores, neste caso a uma distância $1/n$ a direita e a esquerda no espaço unitário. Assim, um trabalhador localizado a uma distância z da firma h será indiferente entre ofertar mão de obra para esta firma a um salário igual a $w(h)$ ou para os competidores mais próximos h' que ofertam um salário w .

Segundo Duranton e Puga (2004), sob concorrência perfeita, as firmas maximizariam lucros determinando o nível de salário ofertado aos trabalhadores, que no equilíbrio diferirão de acordo com a produtividade marginal dos trabalhadores (β), dado que as firmas possuem poder de monopsonio. Ao mesmo tempo, um maior número de firmas (n) no mercado elevaria o salário de equilíbrio, enquanto altos custos de *mismatch* (μ) os reduziriam. Ademais, novos entrantes na indústria, reduziriam os lucros das firmas já instaladas de dois modos: primeiro, os trabalhadores poderiam dividir a mão de obra ofertada entre mais firmas e; segundo, novos entrantes aumentariam a competição entre as firmas pelos trabalhadores forçando a elevação dos salários ofertados e, conseqüentemente, da taxa de lucro.

Desta forma, supondo que não existam barreiras à entrada nesta indústria e que no equilíbrio os lucros tendam a zero, dado o número ótimo de firmas, e sabendo que no equilíbrio cada firma emprega uma fração igual da mão de obra (L/n), podemos descrever a produção agregada como da economia como:

$$Y = n(\beta l - \alpha) = \left(\beta - \sqrt{\frac{\alpha\mu}{L}} \right) L. \quad (4)$$

A função de produção da economia exibe retornos crescentes a escala, estes fundados na competição entre as firmas. Portanto, quando a força de trabalho cresce (L) o número de firmas cresce menos que proporcionalmente, devido à competição entre as firmas por mão de obra. Como cada firma acaba contratando mais trabalhadores, na presença de custos fixos constantes, isto implica num crescimento do produto por trabalhador.

Para obtermos o produto por trabalhador devemos incorporar os custos de *mismatch*. Supondo que o indivíduo representativo detenha um nível de qualificação que difira em $1/4n$ do nível requerido pelo empregador, então o custo de *mismatch* será da ordem de $\mu/4n$. Subtraindo o custo da inadequação do produto médio por trabalhador obtido através da equação (9), temos

$$E(w) = \beta - \frac{5}{4} \sqrt{\frac{\alpha\mu}{L}}. \quad (5)$$

Por conseguinte, os salários dos trabalhadores crescem não só pela combinação de maior competição no mercado de trabalho aliado a custos fixos de produção, mas também com o crescimento *per si* da força de trabalho. A partir da qual, o crescimento

do mercado de trabalho aumenta a probabilidade de trabalhador encontrar uma ocupação adequada a suas qualificações, reduzindo os custos de *mismatch*. Ademais, Duranton e Puga (2004) pontuam que a firma entrante é socialmente eficiente contanto que a redução marginal dos custos de inadequação cubra os custos fixos extras ($\mu L / (4n^2) \geq \alpha$). Contudo, o fato das firmas não considerarem este fator na tomada de decisão de entra ou não no mercado gera uma ineficiência que conduz a poucos entrantes. Outra ineficiência agiria em sentido contrário, por exemplo, uma firma entrante só terá sucesso para operar na indústria se esta conseguir atrair trabalhadores suficientes das outras competidoras de tal modo que cubra seus custos fixos ($\mu L / (n^2) \geq \alpha$). Esta atração de trabalhadores seria socialmente ineficiente e estimularia novos entrantes na indústria, segundo os autores.

2.3 Economias de aglomeração: evidências disponíveis

Dentre deste arcabouço, Glaeser e Maré (1994) conduziram um dos estudos seminais que buscou verificar a existência e mensurar os retornos a aglomeração nos rendimentos dos trabalhadores. Nele, os autores demonstraram que, para os Estados Unidos, os salários seriam 32% maiores em áreas metropolitanas, quando comparados aos salários de residentes de áreas não urbanas. Deste diferencial, o efeito de variáveis observadas dos indivíduos que podem afetar o rendimento, como educação, gênero, cor/raça, tipo de ocupação e ramo de atividade, dentre outras, explicaria apenas 5% da diferença entre os salários de trabalhadores urbanos e não-urbanos, levando o diferencial para 27%. Além disto, a disponibilidade de dados em painel permite aos autores controlarem o impacto de variáveis não-observáveis dos indivíduos, como habilidade, sobre este diferencial de rendimentos. Sob a hipótese de que haveria uma auto-seleção entre os grandes centros urbanos e os trabalhadores mais habilidosos, a estimação de efeitos fixos revela que o diferencial decairia para apenas 3% entre as zonas urbanas e rurais.

A despeito deste resultado, Glaeser e Maré (1994) também encontram evidências de que os retornos à educação não seriam estatisticamente superiores nas zonas urbanas, o que contraria a hipótese de auto-seleção. Entretanto, o retorno à experiência no mercado de trabalho seria 12% maior para trabalhadores nas áreas metropolitanas, e que este diferencial seria persistente ao controle de variáveis não-observáveis. A inclusão de

variáveis instrumentais que estariam não-correlacionadas à habilidade, mas afetariam a decisão de habitar em grandes cidades, igualmente vai de encontro ao resultado estimado por efeitos fixos. Após o controle por variáveis instrumentais, o prêmio salarial das grandes aglomerações urbanas seria de mais de 25% sobre os rendimentos. Ao analisarem apenas os trabalhadores migrantes, Glaeser e Maré (1994) rejeitam a hipótese de um efeito considerável de variáveis não-observáveis sobre o prêmio das aglomerações urbanas. Apesar destes resultados dicotômicos, os autores concluem que os efeitos crescentes sobre os rendimentos das aglomerações agiriam via acúmulo de conhecimento e não melhorando a qualidade das interações no mercado de trabalho.

Ciccone e Hall (1996) também buscam estimar os diferenciais da produtividade do trabalho entre os estados americanos. Os retornos crescentes relacionados a densidade espacial são estimados com base em dois modelos, um baseado em externalidades locais e outro na diversidade local de bens intermediários. Os resultados estimados para ambos sugerem uma relação positiva entre a densidade do emprego e a produtividade dos estados americanos. Quantitativamente, ao duplicarmos a densidade do emprego estadual, a produtividade média do trabalho cresceria em torno de seis pontos percentuais. Além disto, segundo os autores, mais da metade da variação do produto médio por trabalhador nos estados americanos poderia ser explicada por diferenças na densidade das atividades econômicas.

Wheaton e Lewis (2002) utilizam o censo demográfico americano de 1990 para observar possíveis diferenciais de rendimentos entre trabalhadores similares de localidades diferentes. Os resultados estimados pelos autores sugerem a presença de ganhos de aglomeração ligados à especialização de atividades industriais. Trabalhadores empregados em centros urbanos com uma parcela significativa da mão de obra ocupada nacionalmente ou regionalmente no mesmo setor e ocupação teriam um prêmio salarial sobre seus rendimentos. Quantitativamente, a elasticidade deste efeito giraria em torno de 1,2 a 3,6 (medido a partir da média). Assim, Wheaton e Lewis (2002) concluem que as evidências suportariam a hipótese de economias de aglomeração que impactaria positivamente sobre os salários em centros urbanos.

Wheeler (2006) verifica a implicação da teoria de que as economias de aglomeração estariam em parte fundadas nas interações entre os indivíduos e que os retornos salariais cresceriam mais rapidamente em mercados de trabalho mais amplos e diversificados. Utilizando-se de uma base de dados de jovens trabalhadores nos Estados

Unidos, os resultados estimados sugerem que a taxa de crescimento dos salários seria mais elevada em mercados de trabalho maiores e mais diversificados (grandes centros urbanos e áreas metropolitanas) do que em mercados menores e mais especializados. Este crescimento acelerado estaria basicamente associado a mudanças entre ocupações do que a incrementos salariais em uma ocupação particular. Para Wheeler (2006), este indício seria consistente com a teoria de melhores *matches* em aglomerações urbanas maiores.

Di Addario e Patacchini (2008) analisam empiricamente o impacto das aglomerações urbanas sobre os rendimentos dos trabalhadores na Itália, testando se a estrutura de salários variaria com a escala das áreas urbanas. O modelo estimado pelos autores sugere que um incremento de cem mil habitantes nas cidades impactaria em 0,1% sobre os rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho. Entretanto, este resultado não seria robusto para todas as categorias de trabalhadores. Por exemplo, para indivíduos que trabalhavam como supervisores as aglomerações urbanas importariam num ganho salarial, enquanto entre os indivíduos com nível superior completo as aglomerações urbanas reduziriam os rendimentos em até meio ponto percentual. Este resultado, segundo Di Addario e Patacchini (2008), poderia estar relacionado a um excesso de oferta de mão de obra qualificada nos centros urbanos italianos e a uma baixa disposição a migrar para pequenas cidades destes indivíduos.

Ao olharmos os estudos existentes para os municípios brasileiros, surgem evidências de que estes efeitos de aglomeração estariam presentes nos rendimentos dos trabalhadores. Dentre eles, destaca-se o estudo de Fontes, *et al* (2006), onde através da estimação de modelos hierárquicos, os autores analisam os determinantes dos diferenciais de salário observados entre os centros urbanos brasileiros em 1991 e 2000, abrangendo as cidades médias e regiões metropolitanas do país. A partir dos resultados estimados, os autores sugerem que diferenças em características observáveis explicariam apenas 50% do diferencial de salários entre as regiões. Especificamente, o tamanho da população residente em cada centro teria um impacto positivo sobre os salários em todos os setores produtivos. Sugerindo a existência de economias de aglomeração urbana nas cidades brasileiras.

A hipótese de que os retornos a aglomerações urbanas seriam, em parte, fundados em retornos crescentes ao acúmulo de capital humano, como verificamos, é admitida pelos estudos de Rauch (1993) e Glaeser e Maré (1994) para os Estados

Unidos, onde ambos encontram que os ganhos dos trabalhadores no mercado de trabalho estariam positivamente correlacionados ao nível médio de capital humano das cidades. Mais recentemente, Moretti (2004), comparando os rendimentos de indivíduos similares em cidades com diferentes parcelas de graduados, conclui que um aumento nesta variável teria efeitos positivos sobre os rendimentos de todos os trabalhadores e que este impacto seria maior para os trabalhadores menos qualificados. Para o caso brasileiro, Falcão e Silveira Neto (2007) encontraram evidências de que o acúmulo de capital humano geraria externalidades positivas sobre o retorno à educação e que estas afetariam de forma diferenciada os diversos trabalhadores, sendo trabalhadores com nível superior completo seriam aqueles que mais se beneficiariam com o maior acúmulo de capital humano na localidade. Neste sentido, Da Mata, *et al* (2007), analisando os determinantes do crescimento das cidades brasileiras entre 1970 e 2000, encontra resultados que ligam diretamente a qualidade da mão de obra empregada e as externalidades do acúmulo de capital humano ao crescimento populacional das cidades no Brasil.

Conforme já argumentamos, a presença de custos de vida mais elevados é comumente levanta para explicar os resultados obtidos para a presença de economias de aglomeração entre os centros urbanos. Entretanto, embora esta hipótese possa constituir uma das causas para salários mais elevados nos centros urbanos, ela parece não explicar a totalidade do diferencial entre os rendimentos de grandes e pequenos centros urbanos. De fato, Yankow (2006), através de dados em painel para os Estados Unidos, tem por escopo identificar a importância de cada uma das diversas hipóteses para a existência de economias de aglomeração. O autor restringe sua base de dados aos homens com idade entre 14 e 22 anos de idade no início da pesquisa para afastar uma possível correlação entre a participação no mercado de trabalho e a densidade dos centros urbanos. Destarte, incluindo controles para os diferenciais de custos de vida, Yankow (2006) encontra resultados que sugerem que estes diferenciais entre as cidades responderiam apenas por uma parcela dos diferenciais de rendimentos entre as cidades. De todo modo, não há evidências que sugiram que os custos de vida atingiriam mais fortemente as mulheres dos que os homens nos grandes centros urbanos, logo a presença de economias de aglomeração diferenciadas entre gêneros não estaria contaminada pelo efeito do custo de vida.

Yankow (2006) investiga também a importância das características não observáveis dos indivíduos sobre o diferencial de rendimentos entre grandes centros urbanos e áreas não urbanas. Inicialmente, o diferencial de salários estimados entre as localidades urbanas e não urbanas seria da ordem de 19% em favor das grandes aglomerações urbanas, estimado por mínimos quadrados ordinários. Contudo, a estimação do painel por efeitos fixos sugere que dois terços deste diferencial poderiam ser explicados pela distribuição das habilidades dos indivíduos entre as localidades. Ademais, os níveis dos salários em áreas urbanas seriam compatíveis com a teoria de diferenciais de produtividade entre as regiões e os retornos pecuniários à mobilidade entre ocupação seriam mais elevados nas áreas urbanas mais densas. Este último indício, segundo Yankow (2006), geraria um efeito cumulativo sobre os rendimentos dos indivíduos, compatível com hipótese de uma importante parcela dos retornos as aglomerações poderia ser explicada por alocações (*matches*) mais eficientes.

A hipótese de que as habilidades dos indivíduos estariam heterogeneamente distribuídas no espaço e que esta seria uma das causas do diferencial de salários entre mercados de trabalho local também é investigada por Combes, *et al* (2008). Os autores, utilizando-se de uma extensa base de dados em painel de trabalhadores franceses, procuram distinguir entre a distribuição de habilidades, a dotação de fatores e as interações locais as fontes das economias de aglomeração. Controlando para as características individuais, para a habilidade não observável dos trabalhadores, efeitos fixos das indústrias e características locais, os resultados estimados por Combes, *et al* (2008) sugerem que entre 40 e 50 por cento do diferencial de salários entre as localidades poderia ser explicado pela distribuição espacial das habilidades. Além disto, os efeitos das interações entre os agentes econômicos seriam relacionados à densidade local do emprego e a ausência de controle para as habilidades dos indivíduos traria um viés aos resultados para os efeitos das interações sobre os rendimentos. Por fim, após o controle para as características não observáveis dos trabalhadores, o resultado estimado para as economias de aglomeração giraria em torno de 3% sobre os salários sendo, portanto, importante na explicação do diferencial de rendimentos entre grandes e pequenos centros urbanos.

Andersson, *et al*, (2007) supondo que firmas e trabalhadores diferem em qualidade, postula que áreas urbanas serão mais produtivas que áreas rurais se nestas as alocações (*matches*) entre firmas e indivíduos forem mais adequadas. A base de dados

disponível permite aos autores testar duas hipóteses ligadas a esta assertiva: a complementaridade entre a qualidade de firmas e trabalhadores na produção e a distribuição espacial da qualidade das alocações verificadas. Pelos resultados estimados por Andersson, *et al* (2007), o diferencial de produtividade média entre firmas localizadas em regiões com densidade espacial de empregos acima da média giraria em torno de 0,09 a 0,18 pontos (*log*), em relação as firmas instaladas em regiões com densidade espacial de empregos abaixo da média. Este diferencial favorável as firmas implantadas em áreas urbanas não seria atribuído as diferenças entre na estrutura industrial entre as duas regiões. Ademais, com base nos resultados estimados, os autores concluem que haveria uma complementaridade entre a qualidade de firmas e trabalhadores e que o *match* entre eles seria mais adequado em áreas urbanas mais densas. Através de um exercício contrafactual, os autores comparam um cenário onde os *matches* entre trabalhadores e firmas são aleatoriamente determinados e o empiricamente observado. A contribuição dos *matches* observados para o prêmio de produtividade nas áreas urbanas, com base no exercício realizado, seria de 0,16 pontos (*log*). Portanto, os resultados sugerem que a qualidade das alocações (*matches*) seria uma fonte importante para o diferencial de produtividade entre grandes cidades e pequenas aglomerações.

Entretanto, os diferentes mecanismos relacionados às aglomerações urbanas que afetariam os rendimentos e a participação poderiam atuar de modo diferente sobre homens e mulheres. Possivelmente, os fatores ligados a geração de economias de escala no âmbito das firmas, como ganhos de produtividade das firmas e diferenciais de custo de vida, não teriam efeitos diversos entre os gêneros. Contudo, as fontes das economias as aglomerações diretamente ligados aos indivíduos, tais como retornos ao capital humano e a qualidade das alocações (*matches*) no mercado de trabalho, podem divergir entre homens e mulheres (Phimister, 2005). Por exemplo, o efeito de mercados mais densos sobre a probabilidade e a qualidade dos *matches* seria mais vantajoso para as mulheres, na medida em que estas teriam uma menor mobilidade espacial e as penalidades para interrupções na carreira seriam mitigadas em mercados mais amplos e diversificados.

2.4 Mobilidade espacial e o diferencial de rendimentos no mercado de trabalho

Dentre desta perspectiva, a literatura econômica assevera que laços familiares mais fortes, geralmente, impõem restrições relevantes sobre o comportamento de mulheres e jovens no mercado de trabalho. Estes laços reduziriam a participação destes no mercado e sua mobilidade espacial entre diversos mercados em busca de melhores oportunidades de alocação (Alesina e Giuliano, 2007). A mobilidade espacial, entre as mulheres casadas, seria menor não só entre os mercados como também dentro dos mercados locais. As mulheres casadas teriam uma menor disposição para grandes deslocamentos diários entre a residência e o trabalho, estando inclusive dispostas a aceitar salários menores em troca de deslocamentos mais curtos (Rouwendal, 1999). Deste modo, como veremos na subseção seguinte, a mobilidade espacial dos indivíduos e suas implicações sobre a participação e os rendimentos no mercado de trabalho, especialmente entre as mulheres casadas, devem ser consideradas sob a ótica da família como unidade de maximização da utilidade.

2.4.1 A formação do diferencial de salários entre os gêneros e a decisão de migrar

A decisão de migrar de um agente individual é comumente abordada na teoria econômica como sujeita ao impacto líquido sobre os rendimentos (G_i) que adviria dos custos da migração (C_i) versus os ganhos potenciais em migrar (R_i), onde esta ocorre apenas quando o resultado líquido é positivo ($G_i = R_i - C_i > 0$). Contudo, o nosso foco de interesse nesta dissertação recai sobre a decisão de migrar das famílias, onde os casais decidem conjuntamente entre os diversos mercados de trabalho disponíveis.

Mincer (1978) e Sandell (1977) iniciaram na discussão sobre migração da perspectiva da possibilidade de re-localização de pessoas casadas, onde a decisão de migrar importaria impactos positivos (ou negativos) para cada um dos membros da família. No modelo proposto por Mincer (1978), a idéia básica reside no fato de que os casais maximizariam a renda conjunta do trabalho e, conseqüentemente, estariam sujeitos a perdas caso a maximização da renda do trabalho fosse feita de forma individual. Basicamente, quando dois ou mais membros da família participam do mercado de trabalho e a decisão de migrar requer que todos migrem, a variável de decisão se torna $G_f = R_f - C_f$, onde $G_f = \sum_i G_i$, $R_f = \sum_i R_i$ e $C_f = \sum_i C_i$.

Tomando G_h e G_w como retorno líquido potencial da migração sobre os rendimentos do esposo e da esposa, respectivamente, onde G_f é a soma não ponderada dos retornos de ambos. No caso de, por hipótese, existir apenas um destino para migração, a família migrará se $G_f > 0$. Neste caso, se $G_h > 0$ e $G_w > 0$ (ou possuírem o mesmo sinal), o comportamento de cada agente na decisão de migrar não é afeta pelo estado civil (casamento). Divergências podem surgir quando os sinais dos retornos de cada um dos parceiros diferirem na decisão de re-localização.

Neste caso, se os sinais divergirem, mas o ganho líquido do homem superar a potencial perda nos rendimentos da mulher ($G_h > 0$, $G_w < 0$, $G_h > |G_w|$ e $G_f > 0$), a decisão ótima para a família coincidirá com a decisão ótima para o homem, mas não para a mulher. Assim, se a utilidade a ser maximizada for função da renda familiar, a família migrará se os ganhos do esposo excederem as perdas sobre os rendimentos da esposa (descontados os custos de migração). No modelo de Mincer (1978), a mulher neste caso é caracterizada como “*tied mover*”, pois ela migra a despeito das potenciais perdas desta decisão sobre seus rendimentos.

De modo contrário, se a mulher é posta diante de uma oportunidade migração que trará retornos positivos sobre seus rendimentos no mercado de trabalho, mas as perdas do esposo em acompanhá-la forem superiores em magnitude ($G_h < 0$, $G_w > 0$, $|G_h| > G_w$ e $G_f < 0$) o impacto sobre a utilidade da família será negativo. Neste exemplo, a esposa seria classificada por Mincer (1978) como *tied stayer*, pois ela abre mão de migrar para permanecer na família. Em ambos os casos, Mincer (1978) classifica como “*tied partner*” aquele cujas perdas (ganhos) são em valor absoluto são inferiores aos ganhos (perdas) do outro parceiro.

Para a situação onde haja mais de um possível destino de migração, a localização (D_1) que maximiza os retornos da esposa (G_w^{max}) não necessariamente precisa coincidir com o destino (D_2) que maximiza os retornos sobre os rendimentos do homem (G_h^{max}). Contudo, para a decisão da família, uma terceira localização pode maximizar o ganho conjunto ($G_f^{max} = G_h' + G_w'$) e a migração para esse destino pode importar em perdas potenciais para cada um dos agentes. Neste caso, ambos poderiam ser categorizados como *tied mover*, pois sacrificam ganhos potenciais para acompanhar o destino de migração da família, ($G_h^{max} - G_h'$) e ($G_w^{max} - G_w'$) para o homem e a mulher, respectivamente.

Ainda segundo Mincer (1978), as perdas em sustentar a regra de maximização da renda da família, frente aos demais destinos que maximizam os retornos individuais esperados (D_1 e D_2), são internalizadas na família e compensadas pelo ganho de utilidade gerado pelo casamento (M_i). Desta forma, quando os ganhos gerados pela migração, definida como $T = (G_h^{max} - G_h') + (G_w^{max} - G_w')$, supera o ganho propiciado pelo casamento, dado por $M = M_h + M_w$, o relacionamento dissolve-se, e cada um dos agentes segue sua regra de maximização individual dos rendimentos no mercado de trabalho e escolhe a localização ótima que maximiza os retornos esperados.

Conforme vimos, os provedores secundários das famílias tenderiam a ser *tied movers* ou *tied stayers*, então a oferta de mão de obra no mercado de trabalho deste grupo tenderia a ser inelástica. Como forma de verificar esta premissa, seguindo a exposição de Ofek e Merrill (1997), assumindo que os custos de mudança são negligenciáveis, o resultado líquido da migração sobre a renda familiar pode ser expresso como os impactos desta sobre a renda do provedor primário e o secundário ($i = p, s$), pode ser representado por:

$$k\delta_p + (1 - k)\delta_s = G = \frac{(\Delta w_p + \Delta w_s)}{(w_p + w_s)} \quad (6)$$

onde k e $1 - k$ representam, respectivamente, a parcela da renda familiar do provedor primário e secundário na renda da família (necessariamente, $k > 0,5$). Assim, dado que δ_i representa os ganhos (perdas) esperados sobre a renda dos agentes após a migração, G reflete o impacto desta sobre a renda atual da família. Portanto, como exposto na subseção anterior, a localização que maximiza a renda familiar é aquele onde o ganho por migrar (G) é menor que zero. Logo, uma localização sub-ótima é definida como uma localidade onde o resultado líquido da migração (G) é positivo para uma ou mais localidades. Da mesma forma, o indivíduo é classificado como *tied stayer* pelo par [$G < 0$, $\delta_i > 0$] e como *tied mover* pelo par [$G < 0$, $\delta_i < 0$].

Desta forma, supondo que um trabalhador está adequadamente localizado espacialmente ($G < 0$), uma oferta de ocupação em outro destino para se tornar factível deve aumentar ($G > 0$), ou no mínimo compensar ($G = 0$), a renda total da família. Assim sendo, o salário ofertado (δ_p) deve conter um prêmio mínimo (Δ_p) sobre os rendimentos do trabalhador para se realocar em outro destino que, sendo este um provedor primário, deve ser de ordem tal que:

$$k(\delta_p + \Delta_p) + (1 - k)\delta_s = 0 \quad (7)$$

A partir das equações (6) e (7), podemos determinar o prêmio mínimo (Δ_p) que compense a migração da família como:

$$\Delta_p = -G/k > 0 \quad , \text{ para } G < 0 \quad (8)$$

se este for o provedor primário e, caso seja o provedor secundário, prêmio mínimo (Δ_s) para determinar a migração da família será:

$$\Delta_s = -G/(1-k) > 0 \quad , \text{ para } G < 0 \quad (9)$$

Assim, dado que $k > 1 - k$, o prêmio ofertado para o provedor secundário (Δ_s) necessariamente deve ser maior que o prêmio ofertado ao provedor primário (Δ_p) para compensar a migração da família, ou seja:

$$\Delta_s/\Delta_p = k/(1-k) > 1 \quad (10)$$

Portanto, como vimos na subseção anterior, uma vez que o prêmio necessário ao segundo provedor é maior que aquele necessário ao provedor primário, esta formalização reflete a conclusão anterior que o provedor secundário de uma família tende a ser mais restrito espacialmente, sendo assim mais propenso a se tornar uma *tied stayer* ou *teid mover*. Outra forma de apresentar esta hipótese está nas elasticidades dos provedores primários e secundários entre os mercados. Tomando como base o trabalhador migrante e uma determinação ocupação, composta por N_p provedores primários, a partir da equação (7), podemos derivar:

$$dw_p/w_p = \delta_p + \Delta_p = -(1-k)\delta_s/k \quad (11)$$

Sendo a unidade marginal um trabalhador migrante ($dN_p/N_p = 1/N_p$), podemos obter a elasticidade espacial para os provedores primários e secundários, respectivamente, que serão:

$$\varepsilon_p = (dN_p/N_p)/(dw_p/w_p) = [k/(1-k)](N_p|\delta_s|)^{-1} \quad (12)$$

$$\varepsilon_s = (dN_s/N_s)/(dw_s/w_s) = [(1-k)/k](N_s|\delta_p|)^{-1} \quad (13)$$

Supondo, por simplicidade, que a população é igualmente distribuída entre provedores primários e secundários ($N_p = N_s = N/2$) e que os rendimentos anteriores à migração, em média, seguem a mesma proporção dos rendimentos de provedores corretamente alocados espacialmente ($\delta_p = \delta_s = G < 0$), com base nas expressões (11) e (12) podemos deduzir:

$$\varepsilon_p/\varepsilon_s = [k/(1 - k)]^2 > 1 \quad (14)$$

A expressão (14) acima espelha o resultado encontrado na equação (9) e, dado que o provedor primário participa com uma grande parcela da renda familiar ($k > 0,5$), a equação acima implica que $\varepsilon_p > \varepsilon_s$, isto é, a elasticidade da oferta de mão de obra entre os mercados locais é maior para os provedores primários do que para os provedores secundários. Assim sendo, em um mercado de trabalho regional, indivíduos com menores elasticidades para responder a preços e salários tenderiam a ser mais penalizados. Logo, estas diferenças entre as elasticidades poderiam se converter em diferenças entre os salários dos indivíduos, sob condições de concorrência perfeita. Ainda segundo Ofek e Merrill (1997), este resultado anterior, apesar de similar, não pode ser confundido com um processo conduzido sob concorrência imperfeita (por exemplo, monopólio), exposto mais adiante. Assim, com base em um mercado de trabalho competitivo para uma ocupação composto por provedores primários, secundários e trabalhadores não casados. A Figura 2.2 apresenta a oferta de mão de obra para uma determinada ocupação de provedores primários e secundários das famílias, onde a curva mais elástica representa os provedores primários (P) e a curva menos elástica os provedores secundários (S).

Sob um dado nível de salários igual a w^* , a oferta de trabalho de provedores primários será igual à oferta de mão de obra dos provedores secundários, representado no ponto N^* . Sendo esta a única ocupação disponível no mercado o ponto $[w^*, N^*]$ constituísse um equilíbrio de mercado, dado que por hipótese a população economicamente ativa é dividida igualmente entre provedores primários e secundários ($N_p = N_s = N/2$). Se relaxarmos a suposição de que há apenas um tipo de ocupação no mercado, a condição de igualdade $N_p = N_s$ pode ser satisfeita apenas em seu agregado e as variáveis em cada mercado podem tomar quaisquer valores. Destarte, sendo uma taxa de salários inferior, tal que $w' < w^*$, o número de provedores primários que ofertarão mão de obra cairá para N_p' , enquanto o número de provedores secundários será da ordem de N_s' , de tal modo que $N_p' < N_s' < N^*$. Do mesmo modo, sob um nível de salários igual a w'' , este maior que w^* , o número de provedores primários que ofertam trabalho (N_p'') será maior que o número de provedores secundários ofertando mão de obra (N_s''), sendo $N_p'' > N^* > N_s''$. Portanto, em mercados onde o nível salarial é elevado a expectativa é que os provedores primários sejam sobre-representados e em

mercados com níveis de salários menores os provedores secundários seriam então sobre-representados.

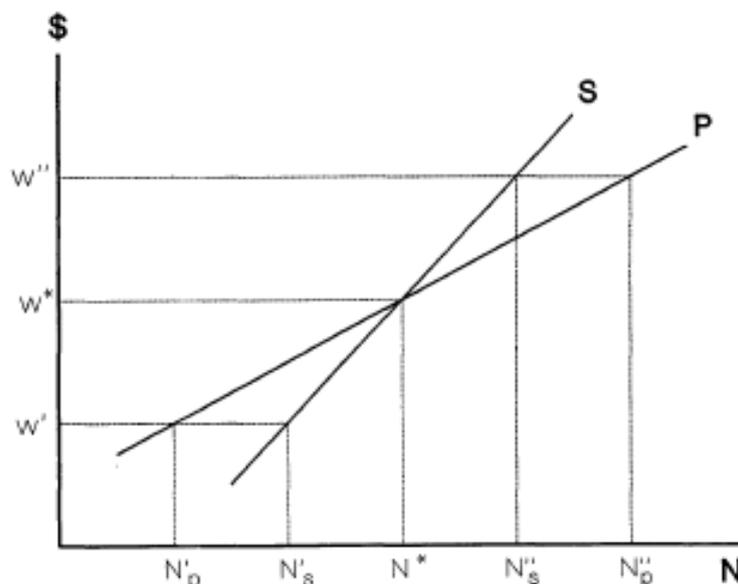


Figura 2.2 - Oferta de mão de obra em mercado local para provedores primários (P) e secundários (S). Fonte: Ofek e Merrill (1997).

Deste modo, como os salários variam entre os diversos mercados, pode-se observar um diferencial de rendimentos agregado entre os provedores primários e secundários ($w_p - w_s$). Este diferencial, segundo Ofek e Merrill (1997), estaria diretamente relacionado às elasticidades de oferta de mão de obra (ε_p e ε_s) e ao tamanho da variância (σ^2) dos salários entre os diversos mercados. Assim, o diferencial de salários seria estabelecido a partir de um mercado competitivo onde indivíduos com a mesma produtividade recebiam rendimentos iguais. Porém, dada a correlação entre os níveis salariais dos diversos mercados e a proporção de provedores primários e secundários em cada um deles, a média agregada dos salários dos provedores secundários seria menor que a média global dos rendimentos dos provedores primários.

Assim, restrições familiares poderiam reduzir a mobilidade espacial dos indivíduos, mas não a mobilidade espacial da família como um todo. A presença de filhos ou o casamento pode reduzir a resposta de mulheres a ofertas de trabalho em outra localidade, mas não a do homem caso o prêmio salarial ofertado compense as perdas salariais dos outros membros da unidade familiar e os custos de migração

(Sandell, 1977). Ademais, a presença de indivíduos com maior mobilidade espacial (por exemplo, indivíduos nunca casados) e que, por hipótese, teriam uma maior resposta a oportunidades de ocupação em outras localidades não alteraria a natureza do modelo apresentado. A inclusão desta categoria de trabalhadores acresceria à Figura 2.2 uma curva mais elástica de oferta de mão de obra e reduziria a variação dos salários entre e dentro dos diversos mercados locais. O salário de reserva destes indivíduos atuaria como um limite superior para variação dos salários locais de trabalhadores igualmente produtivos. Contudo, neste modelo de maximização conjunta da renda familiar os salários dos indivíduos podem variar abaixo desta banda superior e, segundo Ofek e Merrill (1997), a presença deste grupo com maior mobilidade parece não afetar os resultados teóricos apresentados.

2.4.2 Mobilidade espacial e os rendimentos de homens e mulheres: evidências empíricas

Sob esta perspectiva, Mincer (1978) assevera que haveria razões para acreditar que as mulheres casadas teriam uma maior probabilidade de serem classificadas como *tied partner*. Além disto, que a migração tende a reduzir o risco de desemprego do homem e elevar as chances de desemprego das mulheres. Sandell (1977) encontra resultados similares e conclui que a migração tende a elevar os rendimentos do esposo no mercado de trabalho, mas não afetaria os retornos salariais das mulheres casadas, em contraste com os retornos sobre os salários de mulheres solteiras (ou nunca casadas), que seriam afetados positivamente após a migração. Sandell (1977) sugere ainda que este resultado pudesse ser usado para explicar parte do diferencial de salários entre homens e mulheres.

Robert Frank (1978) foi um dos primeiros economistas a relacionar fatores espaciais e características dos mercados locais com as chances de o indivíduo não estar em uma ocupação ótima para seu montante de capital humano, detendo um nível de qualificação superior ao requerido para sua ocupação (*overeducated*). Para Frank (1978) uma regra de decisão de maximização da renda do trabalho de casais imporá às mulheres casadas uma restrição espacial sobre a busca de oportunidades adequadas ao seu nível de educação. Apesar de ser classificada como chauvinista por Frank (1978), esta teoria é também apresentada por Mincer (1978). Segundo este autor, como vimos anteriormente, pessoas restritas à migração (*tied partner*) são aquelas cujos ganhos

resultantes da migração são dominados (em valor absoluto) pelos ganhos ou perdas do parceiro, e que haveria razões para acreditar que as mulheres casadas têm maiores probabilidades de serem dominadas pelo parceiro do que os homens casados. Segundo a teoria proposta por Frank (1978), mulheres que migraram para mercados de trabalho pequenos em função da decisão de localização que maximiza a renda do trabalho do esposo correriam maiores riscos de serem categorizadas como *overeducated*. Este indício, dado o impacto negativo de *overeducation* sobre os rendimentos (Hartog, 2000), ajudaria a explicar o diferencial de salários entre os gêneros.

Bielby e Bielby (1992), em um estudo para o mercado de trabalho nos Estados Unidos, concluíram que as perdas potenciais da decisão de migrar sobre os rendimentos do esposo parecem desestimular a mulher em efetivar ganhos potenciais em outros mercados de trabalho, enquanto possíveis perdas para as esposas parecem não deter os homens em efetivar ganhos em novos mercados. LeClere e McLaughlin (1997) encontraram resultados que sugerem que entre as mulheres casadas os efeitos da migração sobre os rendimentos no mercado de trabalho seriam devidos, basicamente, a interrupção na carreira laboral. A migração afetaria a participação da mulher casada no mercado de destino impondo perdas salariais mais significativas no primeiro ano após a migração. Contudo, estas perdas atenuar-se-iam nos períodos seguintes, sendo que no quarto ano após a migração não haveria mais penalidade significativa sobre os rendimentos das mulheres casadas. Desta forma, para LeClere e McLaughlin (1997), a migração como decisão da família poderia ser compreendida como outra interrupção na vida laboral da mulher casada ligada as restrições familiares, como nascimento de uma criança, criação e cuidados dos filhos, dentre outros. Portanto, se a decisão familiar de migrar implica um ganho efeito sobre os rendimentos do esposo (provedor primário), mesmo com a recomposição dos rendimentos das mulheres casadas (provedoras secundárias) no local de destino após alguns períodos, ainda assim, esta interrupção laboral provocaria um aumento do diferencial de salários entre os homens e mulheres casados e, de modo mais amplo, entre os gêneros.

De fato, Ofek e Merrill (1997), com base no modelo teórico apresentado na subseção anterior, testam a hipótese de uma relação inversa entre o tamanho do mercado de trabalho local e o diferencial de salários entre gêneros a partir do Modelo de Heckman (1979) aplicado a uma base de dados dos Estados Unidos. Os resultados estimados pelos autores sugeriram que, entre os indivíduos casados, as mulheres seriam

mais restritas espacialmente em face da escolha do mercado de trabalho que maximiza os ganhos de seus esposos e que esta restrição teria importante efeito sobre o diferencial de salário entre os gêneros. Ademais, os autores sugerem que haveria uma relação inversa entre tamanho do mercado de trabalho local e o diferencial de salário entre homens e mulheres, especialmente entre trabalhadores casados. Especificamente, um incremento de um milhão de habitantes na população local teria um impacto estimado entre 2,4 e 2,7% sobre os salários das mulheres casadas, enquanto entre os homens casados este percentual estaria na faixa de apenas 1,3 e 1,5%. Finalmente, os autores estimam que até 17% do diferencial de rendimentos entre homens e mulheres casados poderia ser explicado pelo tamanho das aglomerações urbanas.

2.5 Aglomerações urbanas e participação no mercado de trabalho

Nas seções anteriores vimos que as aglomerações urbanas teriam um efeito positivo sobre os rendimentos dos trabalhadores no mercado de trabalho. Além disto, os efeitos de um mercado mais amplo e mais diversificado seriam relativamente mais benéficos para as mulheres, ao passo que abrandariam os impactos negativos de interrupções na vida laboral que seriam mais comuns entre estas (Card, 1999). Entretanto, pouca atenção tem sido dada aos efeitos das aglomerações urbanas sobre a participação dos indivíduos no mercado de trabalho. Contudo, as grandes aglomerações urbanas, em tese, poderiam ter um impacto positivo sobre a participação dos indivíduos no mercado de trabalho. Incentivando uma maior oferta de força de trabalho, na medida em que estas ofereceriam um retorno esperado mais elevado, por conseguinte, elevando as chances de superar o salário de reserva médio dos indivíduos. Numa perspectiva análoga, Rosenthal e Strange (2003) investigam a relação entre aglomerações e comportamento no mercado de trabalho. A partir dos micro-dados do Censo Demográfico Americano de 1990, as evidências obtidas pelos autores sugerem que, entre trabalhadores qualificados, uma maior densidade de indivíduos na mesma ocupação estimularia um crescimento no número de horas trabalhadas, especialmente entre os indivíduos com menos de quarenta anos. Ademais, Rosenthal e Strange (2003) sugerem que haveria uma auto-seleção entre os trabalhadores mais dedicados (*hard workers*) e mais produtivos e as cidades maiores. Este indício, associado às economias de aglomeração esperadas nos grandes centros urbanos, estimularia a participação dos indivíduos no mercado de trabalho nas cidades maiores.

Em uma análise dos mercados de trabalho local na Coreia, Kim (1985) investiga as relações entre a taxa de participação e de desemprego para homens e mulheres e as características demográficas e econômicas das cidades. Segundo os resultados estimados, a proporção de indivíduos casados, assim como a de migrantes, estaria relacionada à taxa de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho. O tamanho das cidades teria um efeito positivo sobre a taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho, por hipótese, devido a um ambiente mais favorável onde haveria uma menor discriminação por gênero, uma maior oferta de serviços sociais (creches, pré-escolas, assistência social, etc.) e uma grande diversidade de oportunidades de trabalho.

Desta forma, três argumentos poderiam ser mencionados para esperarmos uma maior participação das mulheres em mercado de trabalho maiores. Primeiro, um maior oferta de serviços de assistência social, principalmente creches e pré-escolas, reduziriam o salário de reserva das mulheres para ingressarem no mercado de trabalho e, conseqüentemente, as estimulariam a ofertarem mais mão de obra (Heckman, 1974; Cahuc e Zylberberg, 2004; Phimister, 2005; Del Boca e Vuri, 2007). Ademais, este efeito seria mais relevante entre as mulheres casadas do que entre as mulheres solteiras (Connelly, 1992; Kimmel, 1998). Outro argumento estaria na maior diversidade de oportunidades de emprego disponíveis nos grandes centros urbanos que, em face da mobilidade espacial mais restrita das mulheres, possibilitaria um incremento nas chances de uma melhor alocação (*match*) no mercado de trabalho. Alocações mais adequadas, como já mencionamos, trariam um incremento na produtividade dos indivíduos e, por conseqüência, nos seus rendimentos. Logo, via incremento na qualidade de *matches*, aglomerações urbanas maiores estimulariam a participação das mulheres no mercado de trabalho. Por último, as mulheres teriam retornos de aglomeração ligados a redução de perdas por períodos fora do mercado de trabalho, dado que as mulheres, de modo geral, trabalham menos horas do que os homens e têm uma freqüência maior de interrupções em sua vida produtiva (Altonji e Blank, 1999). Além disto, como as mulheres têm uma estabilidade menor em suas ocupações, na medida em que a probabilidade delas de saírem da ocupação atual para o desemprego ou para fora do mercado de trabalho seria maior que a dos homens (Frederiksen, 2008), mercados de trabalho mais diversificados e mais amplos ampliariam as chances de

ocupação das mulheres reduzindo as perdas associadas aos períodos fora do mercado de trabalho (Phimister, 2005).

Phimister (2005) verifica a hipótese de que o diferencial de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho variaria com a dimensão das aglomerações urbanas. Aplicando um modelo *probit*, com efeitos fixos para as características não observáveis dos indivíduos, separadamente para as áreas urbanas e para as áreas rurais do Reino Unido, o autor estima os impactos das características indivíduos sobre a participação no mercado de trabalho. Em seguida, os coeficientes estimados para os indivíduos das zonas urbanas e rurais foram aplicados as características observáveis dos indivíduos residentes nas áreas urbanas para obter dois vetores com as probabilidades de participação preditas. Assim, Phimister (2005) define o prêmio urbano sobre a participação no mercado de trabalho como a diferença entre as médias dos valores preditos anteriormente. Segundo o autor, este prêmio poderia ser interpretado como o aumento na probabilidade de um indivíduo aleatoriamente escolhido de participar do mercado de trabalho se localizado numa área urbana contra estar localizado numa área rural. Empiricamente, o prêmio estimado para as mulheres seria positivo (0,028 a 0,031), enquanto entre os homens este prêmio seria negativo (-0,001) ou extremamente pequeno (0,008). Com base nos resultados estimados, Phimister (2005) conclui que haveria evidências sugerindo um pequeno prêmio das aglomerações urbanas, porém significativo, sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho. Enquanto, entre os homens, não haveria evidências de um prêmio sobre a participação destes no mercado de trabalho advindo das aglomerações urbanas.

2.6 Considerações finais

As evidências empíricas sobre as economias de aglomeração, cada vez mais sólidas nos últimos anos, vêm esclarecendo a importância das fontes de retornos crescentes associadas aos grandes centros urbanos. A compensação dos diferenciais de custo de vida, apesar de ser um componente esperado nas diferenças entre os rendimentos de duas localidades, parecem não explicar um parcela significativas destes (Yankow, 2006). A presença de economias de escala, redução de custos de transporte e a maior interação entre ofertadores e demandantes, por exemplo, poderiam gerar ganhos de produtividade nas grandes cidades. A distribuição heterogênea das habilidades dos indivíduos entre os mercados locais também responderiam por parte das economias de

aglomeração, assim como a presença de externalidades positivas ao acúmulo de capital humano agregado que elevaria os retornos à educação acima dos retornos privados esperados. Alocações (*matches*) mais adequadas entre trabalhadores e ocupações também poderiam gerar retornos positivos às aglomerações, dado que estas possuiriam mercados de trabalho mais amplos e diversificados.

Todavia, estudos recentes trazem indícios de que os efeitos das aglomerações urbanas sobre a participação e os rendimentos dos indivíduos teriam impactos diversos sobre homens e mulheres (Ofek e Merrill, 1997 e Phimister, 2005). A maior oferta de serviços de assistência social que reduziria os salários de reserva, melhores chances de *match* no mercado de trabalho e redução das perdas por interrupções na vida laboral trariam um estímulo à maior oferta de mão de obra entre as mulheres nos grandes centros urbanos. Estes dois últimos argumentos importariam ainda em um aumento dos rendimentos esperados das mulheres no mercado de trabalho, acima das economias de aglomeração verificadas para os demais indivíduos. Isto implicaria uma correlação negativa entre a dimensão populacional dos centros urbanos e o diferencial de salários entre os gêneros. Desta forma, no capítulo seguinte são exploradas a metodologia e a base de dados utilizados para verificar a validade destas duas hipóteses para os municípios brasileiros.

3. TAMANHO DO MERCADO DE TRABALHO E DIFERENCIAL DE SALÁRIOS POR GÊNERO: METODOLOGIA E EVIDÊNCIAS EXPLORATÓRIAS PARA AS CIDADES BRASILEIRAS

3.1 Introdução

No capítulo anterior vimos que a literatura econômica elenca diversos fatores que podem suscitar o surgimento de economias de aglomeração. Dentre eles, a possível compensação aos custos de vida mais elevados, a existência de externalidades positivas ao acúmulo de capital humano agregado, o aumento da produtividade dos trabalhadores proporcionado por alocações mais eficientes ou a concentração de indivíduos mais habilidosos em grandes centros urbanos. Contudo, como já mencionado, estudos recentes têm trazido evidências de que residir em grandes aglomerações urbanas seria mais vantajoso para as mulheres. Esta hipótese seria fundada em menores perdas advindas de interrupções na carreira laboral das mulheres e a um *match* mais eficiente entre qualificação e ocupação, dado um mercado de trabalho mais amplo e com uma maior diversidade de atividades econômicas disponíveis em grandes centros urbanos.

No caso brasileiro, recentemente, diversos autores vêm investigando os fundamentos das economias de aglomeração para as cidades brasileiras. Por exemplo, Fontes *et al* (2006) que investiga o diferencial de rendimentos entre as cidades médias e as regiões metropolitanas brasileiras e Falcão e Silveira Neto (2007) que encontram evidências para a existência de externalidades positivas geradas pela acumulação de capital humano agregado nos municípios brasileiros. Contudo, apesar disto ainda não existem estudos publicados que busquem os efeitos das aglomerações urbanas sobre o diferencial de participação e de rendimentos entre os gêneros para o mercado de trabalho nos centros urbanos do Brasil. Deste modo, o escopo deste capítulo é apresentar a metodologia empregada para investigar a hipótese do trabalho, além de levantar evidências exploratórias sobre a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho e o diferencial de salários entre os gêneros.

Assim, este capítulo, além desta introdução, está organizado como segue. Na próxima seção é feita uma descrição sumária da base de dados utilizada e da metodologia a ser empregada neste estudo. A seção 3.3 apresenta evidências iniciais

acerca da participação de homens e mulheres no mercado de trabalho e suas variações entre as macro-regiões e os subgrupos populacionais. Na seção seguinte, algumas regularidades sobre o diferencial de salários observados entre diversos subgrupos da população.

3.2 Metodologia e Base de Dados

A amostra utilizada neste estudo foi construída a partir dos micro-dados de Censo Demográfico, realizado no ano de 2000, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. A adoção do último Censo disponível para o Brasil se deve à possibilidade de localizar espacialmente os indivíduos componentes da amostra, permitindo, assim, que estes sejam diferenciados a partir do tamanho das localidades nas quais residiam a época da coleta dos dados. Ademais, o Censo Demográfico, doravante apenas Censo, dispõe das características observáveis básicas dos indivíduos, tais como escolaridade, nupcialidade, emprego, renda e ocupação, e demais características familiares e demográficas, necessárias ao controle dos modelos estimados. Deste modo, a amostra é composta pelos indivíduos em idade laboral (entre dezoito e sessenta e cinco anos), que estejam ou não participando do mercado de trabalho³, e residam em áreas urbanas de municípios com mais de cem mil habitantes⁴.

A adoção desta base dados exige atenção para dois pontos fundamentais na estimação dos determinantes da participação e dos retornos dos indivíduos no mercado de trabalho. O primeiro está na estruturação da amostra utilizada devido à estratificação da base de dados. Esta estratificação implicaria a presença de *clusters* que podem afetar a independência das observações e, conseqüentemente, a eficiência dos estimadores. O segundo reside na assertiva de que o estudo dos retornos no mercado de trabalho, conforme veremos adiante, quando restrito apenas aos indivíduos ocupados que recebem rendimentos positivos no mercado pode conduzir a estimativas não consistentes dos parâmetros populacionais. Este problema seria devido a um problema comumente denominado de viés de seleção da amostra. O viés de seleção de amostra é geralmente delineado como um problema de amostra não aleatória. Existe uma

³ Empregadores, estagiários, trabalhadores por conta própria e empregados domésticos não compõem a amostra analisada, uma vez que seus rendimentos não seriam, em tese, inteiramente determinados no mercado de trabalho.

⁴ A Tabela A.1, constante no Apêndice, traz um sumário das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo.

variedade de mecanismos que podem resultar na obtenção de amostras não aleatórias. Alguns destes mecanismos são devidos as decisões do pesquisador na construção da amostra a ser estudada, ou devido ao comportamento de certas observações da amostra tomada, ou mesmo ao fato de indivíduos com determinadas características não responderem aos questionários aplicados ou, por exemplo, não participarem de programas sociais (Wooldridge, 2001). Heckman (1979) descreve que o problema de amostras não aleatórias poderia advir também de erros de especificação dos modelos, onde variáveis que afetam o resultado esperado do modelo não estariam sendo corretamente consideradas.

3.2.1 Determinantes da participação no mercado de trabalho: a aplicação do modelo *probit* em uma amostra em cluster

Ao investigarmos os determinantes de o indivíduo participar ou não do mercado de trabalho, devemos considerar dois fatores advindos da estruturação da amostra. A construção da amostra de uso público do Censo é procedida a partir da estratificação, com alocação proporcional, e com amostragem aleatória sistemática de unidades domiciliares dentro de cada estrato, preservando a proporção urbano/rural da amostra (IBGE, 2003). Assim, as características dos indivíduos podem variar dentro os grupos (*clusters*), mas não dentro dos grupos. Um exemplo claro está em nosso foco de investigação que busca identificar a influência de características espaciais, como tamanho da população, parcela ocupada em setores de atividade, etc. sobre a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho. Uma forma de contornar este problema está em estimar um modelo *probit* considerando a existência de uma amostra estruturada em *cluster*.

Seguindo a exposição de Wooldridge (2001), a participação no mercado de trabalho assume uma forma binária, onde apenas observamos se determinado indivíduo participa ($y = 1$) ou não ($y = 0$) do mercado de trabalho na semana de referência. Por hipótese, uma gama de fatores (educação, idade, gênero, etc.), representadas por um vetor x ($1 \times k$), que inclui um intercepto, pode influenciar a decisão de ofertar mão de obra, assim, temos:

$$P(y = 1|x) = G(x\beta) \equiv p(x)$$

Onde o vetor de parâmetros β reflete o impacto de mudanças nas variáveis observáveis sobre a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho. Assumindo a função G como uma função de distribuição acumulada, podemos estender a expressão acima para uma equação com uma variável latente:

$$y^* = x\beta + \varepsilon, \quad y = 1 [y^* > 0]$$

Onde ε é uma variável contínua distribuída independentemente de x e simétrica em torno de uma média igual a zero. Logo, se G é a função de distribuição acumulada de ε , então, dado que sua função de distribuição é simétrica em torno de zero, $1 - G(-z) = G(z)$, para qualquer z pertencente aos números reais, portanto:

$$P(y = 1|x) = P(y^* > 0|x) = P(\varepsilon > -x\beta|x) = 1 - G(-x\beta) = G(x\beta)$$

Assim, a principal objetivo dos modelos de resposta binária é explicar os efeitos da variável exógena x_j sobre a função de probabilidade resposta $P(y = 1 | x)$. No modelo *probit* a função de distribuição acumulada assume a forma funcional de:

$$G(z) \equiv \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \phi(v)dv \quad , \text{ com } \phi(v) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{v^2}{2}\right).$$

Logo, o modelo *probit* pode ser derivado da expressão com variável latente quando ε é normalmente distribuído. O modelo *probit* padrão assume que as N observações são independentes, hipótese que não é válida sob uma amostra em *cluster*. Ao assumirmos a presença de *clusters* relaxamos a hipótese de independência entre as observações, permitindo que elas variem entre os grupos, mas não dentro dos grupos (Deaton, 1997). Onde, a consideração de *clusters* no modelo *probit* não altera as estimativas dos parâmetros populacionais, mas sim a estimativa da matriz de variância-covariância que pode ser subestimada.

Assim, dado que a observação g pertence ao cluster i , podemos especificar $P(y_{ig} = 1|x_{ig}) = \Phi(x_{ig}\beta)$, onde i representa o *cluster*, g é a observação e o vetor β representa os parâmetros populacionais desconhecidos, com G_i sendo o tamanho do cluster i . Podemos obter um estimador consistente para o vetor β maximizando a seguinte função de máxima verossimilhança:

$$\sum_{i=1}^N \sum_{g=1}^{G_i} \{y_{ig} \log G(x_{ig}\beta) + (1 - y_{ig}) \log [1 - G(x_{ig}\beta)]\}$$

Uma matriz de variância-covariância robusta então deve considerar a presença de correlação serial dentre as observações de cada grupo (g). Ainda segundo Wooldridge (2001), a matriz de variância-covariância robusta pode ser obtida por:

$$\hat{V} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{g=1}^{G_i} A_{ig}(\hat{\beta}) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N s_i(\hat{\beta}) s_i(\hat{\beta})' \right] \left[\sum_{i=1}^N \sum_{g=1}^{G_i} A_{ig}(\hat{\beta}) \right]^{-1}$$

onde,

$$A_{ig}(\hat{\theta}) = \frac{\{\phi(x_{ig}\hat{\beta})^2 x'_{ig} x_{ig}\}}{\Phi(x_{ig}\hat{\beta})[1-\Phi(x_{ig}\hat{\beta})]} \quad \text{e} \quad s_i(\beta) = \sum_{g=1}^{G_i} s_{ig}(\beta) = \sum_{g=1}^{G_i} \frac{\phi(x_{ig}\beta) x'_{ig} [y_{ig} - \Phi(x_{ig}\beta)]}{\Phi(x_{ig}\beta)[1-\Phi(x_{ig}\beta)]}$$

Na expressão acima se os erros são não correlacionados entre os grupos, então os erros-padrão do modelo *probit* usual e os testes de hipótese para as estimativas obtidas pelas expressões acima serão válidas. Logo, os estimadores serão eficientes e as estimativas obtidas refletirão a relevância dos diversos fatores sobre a probabilidade de o indivíduo participar ou não do mercado de trabalho.

3.2.2 Seletividade da amostra e o impacto da dimensão do mercado de trabalho sobre os rendimentos

Mensurar os determinantes dos salários por mínimos quadrados ordinários levando em consideração apenas uma amostra de trabalhadores ocupados vem sendo considerado um problema nas últimas décadas pela economia do trabalho. Esta dificuldade adviria do fato de que não podemos observar salários para os indivíduos fora do mercado de trabalho e que estes tendem a ter menores retornos uma vez empregados. No entanto, a participação no mercado de trabalho é uma variável endógena e geralmente está ligada a características não observáveis do indivíduo que, conjuntamente, determinam a oferta de mão de obra (Blundell, 2007).

Pencavel (1986) demonstra que isto decorreria do fato que a taxa de salário pode ser vista como uma medida para o custo de oportunidade do tempo para o trabalhador. Supondo um modelo tradicional em que o indivíduo aloca seu tempo (T) entre o número de horas que ele oferta no mercado de trabalho (h_i) e o número de horas dedicadas a outras atividades (l_i), onde não há decisão de poupar e indivíduo tem informação perfeita sobre preços e parâmetros relevantes.

Para um indivíduo com características pessoais determinadas (A_i), teríamos uma função utilidade bem comportada (quasiconcâva, contínua) definida pelo seu consumo de bens (x_i) e pela quantidade de horas trabalhadas (h_i):

$$U_i = U(x_i, h_i; A_i, \varepsilon_i) \quad (1)$$

onde ε_i representa as preferências não observáveis do indivíduo. A presença de ε_i na função utilidade permite aos indivíduos diferirem uns dos outros de maneira que não possa ser captada pelo pesquisador.

A derivada parcial da equação (1) em relação a x_i é por hipótese positiva, enquanto a derivada parcial em relação a h_i assume-se negativa, ao menos na vizinhança do ponto observado do número de horas trabalhadas. Supondo um solução interior onde o indivíduo escolhe $x_i > 0$ e $h_i \geq 0$ que maximiza a sua utilidade sujeita a restrição orçamentária:

$$px_i = w_i h_i + y_i \quad (2)$$

onde a renda obtida no mercado de trabalho ($w_i h_i$) mais a renda que independe do trabalho (y_i) deve ser igual ao total consumido em bens (px_i).

A condição de primeira ordem para a solução do problema de maximização da utilidade implica que a escolha entre consumo de bens e trabalho seja tal que o salário real (w_i/p) seja igual a menos a taxa marginal de substituição (m) entre ambos:

$$\frac{w_i}{p} = -m(x_i, h_i; A_i, \varepsilon_i) = -\frac{\partial U / \partial h}{\partial U / \partial x} \quad (3)$$

As equações para demanda por bens e para o número de horas de trabalho ofertadas, derivadas da condição (3), sujeita a restrição da equação (2), podem ser expressas como:

$$\left. \begin{array}{l} x_i = x(p, w_i; A_i, \varepsilon_i) \\ h_i = h(p, w_i; A_i, \varepsilon_i) \end{array} \right\} \text{ se } h_i > 0 \quad (4)$$

Neste contexto, o número de horas que o trabalhador oferta no mercado de trabalho (h_i) é função do nível de preços (p), da renda obtida do trabalho (w_i), da renda que independe do trabalho (y_i), das características individuais (A_i) e das preferências não observáveis (ε_i).

Contudo, a solução para o número de horas ofertadas (h_i) pode ser expressa de forma diferente com o conceito de salário de reserva do indivíduo (w_i^*). O salário de reserva real (w_i^*/p) é igual a menos a taxa marginal de substituição entre trabalho e

consumo, em $h_i = 0$: $w_i^*/p = -m(x_i, 0; A_i, \varepsilon_i)$. Assim, o salário de reserva é o valor implícito que o indivíduo dá ao seu tempo quando na margem decide entre participar ou não participar do mercado de trabalho. Logo, se a renda esperada no mercado de trabalho excede o valor do seu salário de reserva ($w_i > w_i^*$) ele participará do mercado de trabalho e ofertará um número de positivo de horas de trabalho ($h_i > 0$).

Por outro lado, se na margem entre participar ou não do mercado de trabalho o indivíduo valorar uma unidade adicional de tempo mais que o oferecido pelo mercado ($w_i^* > w_i$), naturalmente ele alocará todo o seu tempo em outras atividades, assim teremos uma solução de canto com $h_i = 0$.

Em seguida, com base no salário de reserva do indivíduo podemos definir $W_i = w_i - w_i^*$, onde observamos $W_i > 0$ se o indivíduo participa do mercado de trabalho e $W_i = 0$, se $h_i = 0$. Assim, poderíamos estimar os determinantes de W_i dado os fatores p , y_i , A_i e ε_i e demais fatores que influenciam as taxas de salários no mercado de trabalho.

Contudo, em sua exposição Pencavel (1986) mostra que a estimação do número de horas ofertadas no mercado de trabalho (h_i) ou da taxa de salário obtida pelo trabalhador (W_i) com base em uma amostra restrita aos trabalhadores ocupados viola o pressuposto do modelo linear clássico de que os erros são independentemente distribuídos em relação às variáveis exógenas. Ou seja, como afirma Kassouf (1994), a aplicação de mínimos quadrados ordinários a uma amostra censurada resulta em estimativas não consistentes dos parâmetros de interesse.

Heckman (1979) desenvolveu um procedimento para estimar a taxa de retorno no mercado de trabalho corrigindo para o problema de viés de seleção da amostra, considerando a população não ocupada da amostra como forma de ajustar para o custo de oportunidade do tempo do indivíduo.

Supondo que L_i^* represente a condição de ocupação do indivíduo no mercado de trabalho ($h_i > 0$), onde teremos:

$$L_i^* = \gamma' Z_i + \mu_i \quad (5)$$

onde Z_i é o vetor de variáveis exógenas que determinam a probabilidade no mercado de trabalho; γ é o vetor de parâmetros desconhecidos.

Contudo, L_i^* é não observável, apenas podemos observar L_i , tal que:

$$L_i = \begin{cases} = 1 & \text{se } L_i^* > 0 \text{ ou } h_i > 0 \\ = 0 & \text{se } L_i^* \leq 0 \text{ ou } h_i = 0 \end{cases}$$

A equação para os rendimentos dos empregados pode ser escrita como:

$$W_i = \beta' R_i + \vartheta_i \quad (6)$$

onde W_i é o logaritmo natural do salário-hora recebido pelo indivíduo; β é o vetor de parâmetros desconhecidos; e R_i é o vetor de variáveis exógenas que determinam os salários.

Conforme já ressaltamos, a taxa de salários W só é observável quando L^* é maior que zero. Assumindo, por simplicidade, que μ_i e ϑ_i têm uma distribuição normal padrão bivariada com médias iguais a zero, desvios-padrão iguais a σ_μ e σ_ϑ , e coeficiente de correlação igual a ρ , então:

$$\begin{aligned} E(W_i | W_i \text{ é observado}) &= E(W_i | L_i^* > 0) = E(W_i | \mu_i > -\gamma' Z_i) \\ &= \beta' R_i + E(\vartheta_i | \mu_i > -\gamma' Z_i) \\ &= \beta' R_i + \rho \sigma_\vartheta \lambda_i(\alpha_\mu) \end{aligned} \quad (7)$$

onde,

$$\lambda_i(\alpha_\mu) = \frac{\phi\left(\frac{\gamma' Z_i}{\sigma_\mu}\right)}{\Phi\left(\frac{\gamma' Z_i}{\sigma_\mu}\right)}$$

e ϕ e Φ são, respectivamente, a função de distribuição de probabilidade e a função de distribuição de probabilidade acumulada para uma distribuição normal. Na literatura econométrica a função $\lambda_i(\alpha_\mu)$ é conhecida como razão inversa de Mill e é uma função monótona decrescente da probabilidade de uma observação ser tomada na amostra (Heckman, 1979).

Portanto, a partir da equação (6), a regressão pode ser escrita como:

$$W_i | L_i^* > 0 = \beta' R_i + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_\mu) + \varepsilon_i \quad (8)$$

Assim, ao estimarmos a equação acima por mínimos quadrados ordinários apenas pela amostra de indivíduos ocupados (R_i), teremos um problema claro de inconsistência nas estimativas de β por conta da variável omitida $\lambda_i(\alpha_\mu)$. Logo,

estimativas de mínimos quadrados para W_i em β e λ_i produzirão estimativas consistentes, e se λ_i for omitido teremos um erro de especificação do modelo.

Contudo, sempre que λ_i for observado o estimador por mínimos quadrados ordinários será ineficiente, por causa dos erros ε_i , que serão heterocedásticos, ou seja:

$$\text{var}(v|\mu > -\gamma'Z_i) = \sigma_v^2[1 - \rho^2\delta(\alpha_\mu)]$$

onde,

$$\delta(\alpha_\mu) = \lambda(\alpha_\mu)[\lambda(\alpha_\mu) - \alpha_\mu]$$

e

$$\alpha_\mu = \frac{-\gamma'Z_i}{\sigma_\mu}$$

Na presença de heterocedasticidade, os erros são incorretamente estimados por mínimos quadrados ordinários e a estatística-t não é eficiente. Um segundo problema está na existência de parâmetros desconhecidos em λ_i . Assim, a aplicação de erros robustos para heterocedasticidade pelo método de White não é suficiente para corrigir os estimadores não consistentes (Wooldridge, 2001). Heckman (1979) e Greene (2003) apresentam um método de correção para este problema que está incorporado a diversos programas estatísticos, entre eles o STATA.

Wooldridge (2001) mostra que um teste muito simples para verificar se a aplicação da correção para o viés de seleção da amostra proposto por Heckman (1979) é correta pode ser derivado da estimação da equação (4). Sob a hipótese nula de que não há seletividade na amostra, $H_0: \beta_\lambda = 0$, teríamos $\text{Var}(W_i / R_i, L_i = 1) = \text{Var}(W_i / R_i) = \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$, ou seja, os erros serão homocedásticos. Portanto, a variância assintótica da estimativa de β_λ (e β) não é afetada por $\lambda_i(\alpha_\mu)$, quando $\beta_\lambda = 0$. Assim, um teste t padrão para o valor estimado de β_λ é um teste válido para a hipótese nula da não existência do viés de seletividade.

3.3 A participação de homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro: algumas regularidades

A participação dos indivíduos no mercado de trabalho pode ser analisada a partir de diversos cortes da amostra, dependendo do interesse do objeto de pesquisa.

Considerando um indivíduo como economicamente ativo se este estava ocupado ou procurou ocupação na semana de referência do Censo 2000, a Figura 3.1 apresenta a taxa de participação (parcela da população economicamente ativa) da população entre dezoito e sessenta e cinco anos e de homens e mulheres para as macro-regiões brasileiras. Inicialmente, verificamos que mais de 80% da população entre dezoito e sessenta e cinco anos, nos municípios brasileiros com mais de cem mil habitantes, era economicamente ativa em 2000. Entre os homens esse percentual atinge mais de 90% dos indivíduos na faixa etária analisada, enquanto entre as mulheres este índice chega a apenas 70% da população do gênero feminino.

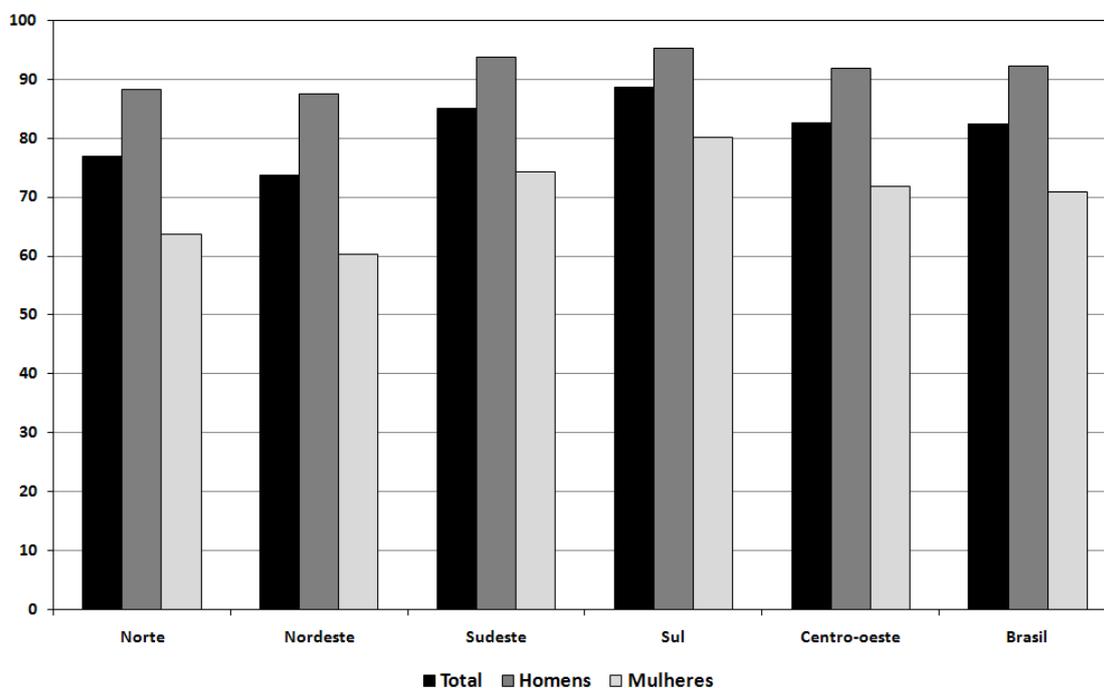


Figura 3.1 - Taxa de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho para o Brasil e macro-regiões (municípios com mais de 100 mil habitantes). Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000.

Entre as macro-regiões do país, as altas taxas de participação da população em idade laboral nas regiões Sudeste (85%) e Sul (88,6%) destacam-se, significativamente, da média nacional. Ao passo que nas regiões Norte e Nordeste este percentual é inferior à média para o Brasil urbano, sendo que na região Norte apenas 77% poderia ser considerado economicamente ativo e, especialmente, na região Nordeste onde apenas 73,7% participavam do mercado de trabalho. Entre os homens, novamente as regiões Sul (95,3%) e Sudeste (93,7%) apresentam a maior parcela da população

economicamente ativa. Enquanto as regiões Norte (88,3%) e Nordeste (87,6%) têm as menores parcelas dos homens participando do mercado de trabalho e a região Centro-oeste (91,9%) apresenta uma média de participação muito próxima ao índice nacional. Aos olharmos para a participação das mulheres as discrepâncias entre as macro-regiões se tornam mais evidentes. As regiões Sul (80%) e Sudeste (74,3%) apresentam uma taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho até dez pontos percentual maior que a média nacional. Por outro lado, apenas 63,6% e 60,4% das mulheres participam do mercado de trabalho nas regiões Norte e Nordeste, respectivamente. Enquanto a região Centro-oeste (71,8%), mais uma vez, apresenta um resultado próximo a média nacional.

Ao analisarmos dentro desta população economicamente ativa qual a parcela de indivíduos que detinham uma ocupação e quais estavam à procura de ocupação também encontramos diferenças substanciais entre as macro-regiões e entre os gêneros. Na Tabela 3.1 verificamos que nas cidades brasileiras com mais de cem mil habitantes, em 2000, quase 9,2% da população economicamente ativa não possuía uma ocupação na semana de referência. A região Sul destaca-se por uma baixa taxa de indivíduos economicamente ativos sem ocupação com apenas 4,9%. Enquanto no outro extremo, na região Nordeste, 15,8% dos indivíduos economicamente ativos não possuía uma ocupação na semana referência da pesquisa.

Tabela 3.1 - Taxa de ocupação da população economicamente ativa para o Brasil urbano e macro-regiões (municípios com mais de 100 mil habitantes)

	Total		Homens		Mulheres	
	Ocupados	Procurando Ocupação	Ocupados	Procurando Ocupação	Ocupados	Procurando Ocupação
Norte	88.68	11.32	92.02	7.98	83.18	16.82
Nordeste	84.13	15.87	88.13	11.87	78.60	21.40
Sudeste	92.10	7.90	94.40	5.60	88.49	11.51
Sul	95.07	4.93	96.54	3.46	92.83	7.17
Centro-oeste	93.13	6.87	95.35	4.65	89.88	10.12
Brasil	90.83	9.17	93.45	6.55	86.86	13.14

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000. Estatísticas calculadas considerando os pesos populacionais dos indivíduos da amostra.

Contudo, as taxas de ocupação diferem significativamente entre os gêneros nas aglomerações urbanas brasileiras. Enquanto entre os homens a total de indivíduos

economicamente ativos que buscavam ocupação era de 6,5%, entre as mulheres este percentual atingia 13,1%. Ademais, em todas as macro-regiões a taxa de ocupação entre os homens é superior à taxa de ocupação entre as mulheres. Na região Sul, a porcentagem de mulheres que buscavam ocupação no período (7,2%) é duas vezes a porcentagem dos homens economicamente ativos que não possuíam ocupação no período (3,5%).

As regiões Sudeste e Centro-oeste apresentam taxas similares de homens e mulheres buscando ocupação. Na região Norte, entre os homens quase 8% deles não tinham ocupação na semana de referência, enquanto entre as mulheres esse percentual chegava a 16,8%. Porém, na região Nordeste, estes índices atingem percentuais ainda mais elevados. Entre os homens em idade laboral da região Nordeste, 11,9% não possuía ocupação no período, ao passo que entre as mulheres este percentual ultrapassava os vinte e um pontos percentuais.

Não obstante, a participação de homens e mulheres pode ser afetada também por características individuais ou restrições familiares que podem, ao mesmo tempo, influir em suas chances de ocupação no mercado de trabalho. Nesse sentido, a Figura 3.2 apresenta a parcela da população economicamente ativa por diversos subgrupos da população, em cidades com mais de cem mil habitantes. Primeiramente, observamos diferenças na participação no mercado de trabalho entre indivíduos com e sem filhos menores de seis anos. A participação de indivíduos com filhos menores de seis anos (83,3%) é discretamente superior àquela dos indivíduos que não possuíam filhos menores de seis anos (82,1%), porém estatisticamente significativa. Esta pequena diferença percentual brota de dois efeitos diversos desta característica sobre a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho. Entre os homens com filhos menores de seis, 96,4% são economicamente ativos, ao passo que entre aqueles que não detinham filhos menores de seis anos este percentual era de 90,8%. Já entre as mulheres o efeito é inverso, entre aquelas com filhos, 63,6% participavam do mercado de trabalho, enquanto entre as que não possuíam filhos menores de seis anos este índice chegava a 72,8%.

Ao tomarmos a amostra segundo o critério de cor/raça, a diferença na taxa de participação entre indivíduos que se declaram de cor/raça branca (82,2%) e os que se declaram de outra cor/raça (81,2%), embora significativa estatisticamente, é de apenas um ponto percentual. Entre os homens esta diferença é ainda mais ínfima, ainda assim

significativa estatisticamente. Dentre os homens autodeclarados de cor/raça branca 92,5% eram economicamente ativos, ao passo que entre aqueles que se declararam de outra cor/raça este percentual era 92%. Diferencial que se amplia entre as mulheres, onde aquelas que se declararam de cor/raça branca tinham uma taxa de participação de 72,4%, estatisticamente superior aquela apresentada entre as mulheres autodeclaradas de outra cor/raça, com 68% de participação.

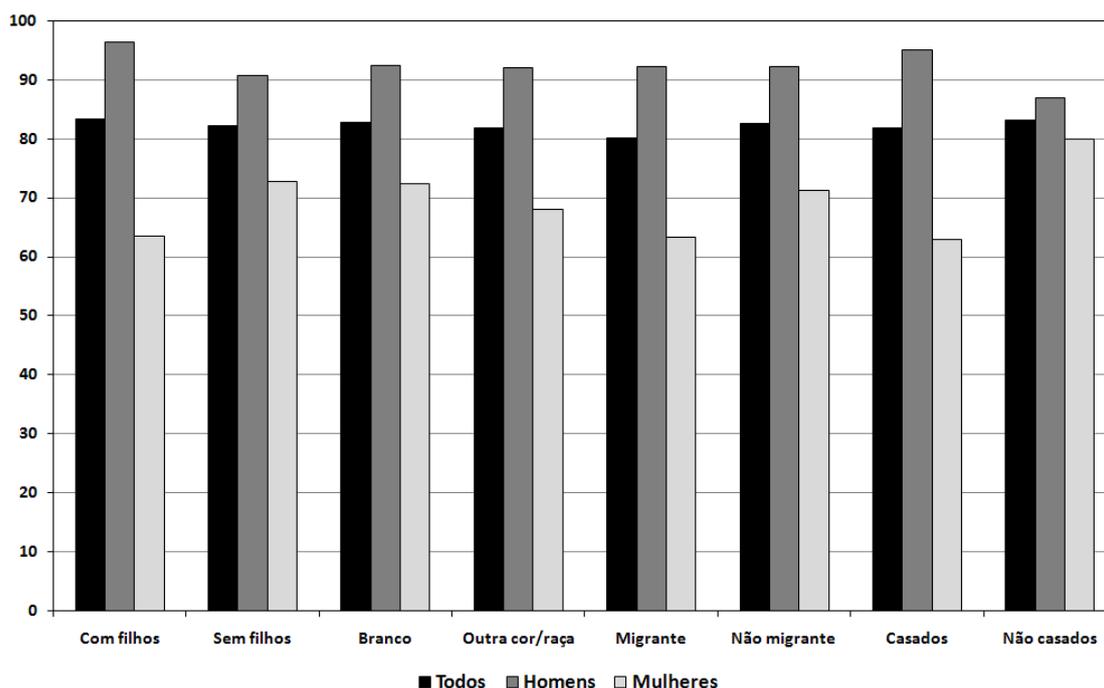


Figura 3.2 - Taxa de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho por subgrupos populacionais (municípios com mais de 100 mil habitantes). Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000.

Ao analisarmos diferenças na participação dos indivíduos a partir da mobilidade espacial destes, surgem indícios que esta teria, assim como a presença de filhos, atuaria de forma divergente entre os gêneros. A parcela de indivíduos economicamente ativos é levemente inferior entre os migrantes (80,1%) do que entre os não migrantes (82,5%), considerando-se como migrante reside no estado da federação há quatro anos ou menos. A participação no mercado de trabalho de homens migrantes (92,2%) e não migrantes (92,3%) é muito similar, enquanto entre as mulheres a migração parece afetar negativamente a participação no mercado de trabalho. Entre as mulheres não migrantes, 71,2% delas eram economicamente ativas na semana de referência, ao passo que entre as mulheres migrantes este percentual era de apenas 63,4%.

A condição de nupcialidade também parece afetar de forma diversa a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho, considerando como casados aqueles indivíduos que coabitavam com cônjuge ou companheiro em decorrência de união religiosa, civil ou consensual na semana de referência. Entre os indivíduos não casados, a parcela economicamente ativa compunha 83,1% do total, enquanto entre os indivíduos casados este percentual era de 81,9%, diferença estatisticamente significativa. Diferencial devido a uma maior participação das mulheres não casadas no mercado de trabalho, onde entre estas 79,9% eram economicamente ativas. Ao passo que, entre as mulheres casadas este percentual decaiu para 62,9%. Efeito inverso é verificado entre os homens, onde a parcela economicamente ativa entre os homens casados (95%) é superior àquela verificada entre os homens não casados (87%).

Não somente a participação no mercado de trabalho, mas a taxa de ocupação também parece variar entre estes subgrupos populacionais. Inicialmente, as evidências sugerem que entre os indivíduos com filhos menores de seis anos a taxa de ocupação (93,1%) seria maior que entre os indivíduos com filhos nesta faixa etária (90,1%). Da mesma forma que a participação varia entre os gêneros quando os indivíduos são subdivididos a partir da presença de filhos em idade pré-escolar a taxa de ocupação também apresenta comportamento diferente entre homens e mulheres. Entre os homens economicamente ativos, a parcela que busca ocupação é maior entre aqueles que não possuíam filhos menores de seis anos (7,8%) em comparação aos que os possuíam (3,4%). Enquanto entre as mulheres, aquelas que detinham filhos em idade pré-escolar tinham uma parcela que buscava ocupação (15%) superior àquelas que não tinham filhos menores de seis anos (12,7%). De modo geral, assim, as evidências sugerem que a presença de filhos para as mulheres reduz a participação e as chances de ocupação no mercado de trabalho, ao passo que parece aumentar a participação e as chances de ocupação entre os homens.

Na Tabela 3.2 verificamos que a taxa de ocupação entre os indivíduos que se declararam de cor/raça branca (91,9%) seria maior que a referida entre os indivíduos autodeclarados de outra cor /raça (88,9%). Diferencial que se mostra persistente tanto para homens como para mulheres. Ao olharmos para a parcela de indivíduos economicamente ativos que buscavam ocupação, vemos que entre os que se declararam brancos estes compunham 5,8% do total, enquanto entre os autodeclarados de outra cor/raça este percentual era de 7,8%. Diferença que é ainda mais elevada entre as

mulheres, onde dentre as que se declararam de cor/raça branca 11,3% não estavam ocupadas no período, enquanto entre as autodeclaradas de outra cor/raça este percentual subia para 17%. Esta menor taxa de ocupação pode, em tese, estar em parte relacionada a um menor nível de acumulado de capital humano tanto por homens como pelas mulheres que se declararam de outra cor/raça.

Tabela 3.2 - Taxa de indivíduos ocupados e procurando ocupação da população economicamente ativa para o Brasil urbano por subgrupos populacionais (municípios com mais de 100 mil habitantes)

	Todos		Homens		Mulheres	
	Ocupados	Procurando Ocupação	Ocupados	Procurando Ocupação	Ocupados	Procurando Ocupação
Com filhos	93.11	6.89	96.63	3.37	85.00	15.00
Sem filhos	90.11	9.89	92.22	7.78	87.28	12.72
Branco	91.91	8.09	94.24	5.76	88.69	11.31
Outra cor/raça	88.93	11.07	92.18	7.82	83.00	17.00
Migrante	89.77	10.23	94.08	5.92	81.08	18.92
Não migrante	90.88	9.12	93.41	6.59	87.09	12.91
Casados	93.31	6.69	96.01	3.99	87.36	12.64
Não casados	87.16	12.84	87.98	12.02	86.41	13.59

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000. Estatísticas calculadas considerando os pesos populacionais dos indivíduos da amostra.

A condição de migração também apresenta efeito divergente sobre a taxa de ocupação entre homens e mulheres, de acordo com a Tabela 3.2. De modo geral, os migrantes teriam uma taxa de ocupação (89,8%) levemente inferior à taxa de ocupação dos indivíduos não migrantes (90,9%), diferença esta significativa estatisticamente. Diferencial que está fundado numa menor taxa de ocupação entre as mulheres migrantes uma vez que entre os homens a migração parece aumentar as chances de ocupação. De fato, entre os homens migrantes a parcela que buscava ocupação era de 5,9%, enquanto entre os homens não migrantes este percentual era de 6,6%. Já entre as mulheres que migraram nos últimos quatro anos, 18,9% delas buscavam ocupação na semana de referência, ao passo que entre as mulheres não migrantes este percentual era sensivelmente menor, apenas 12,9%. Assim como a presença de filhos em idade pré-

escolar, os indícios coletados apontam para uma redução tanto da participação no mercado de trabalho como na taxa de ocupação das mulheres devido à migração.

Entre os indivíduos casados, a parcela que buscava ocupação na semana de referência compunha apenas 6,7% do total de economicamente ativos, enquanto entre os não casados este percentual era 12,8%. Para os homens casados a taxa de ocupação (96%) é consideravelmente maior quando comparados aos homens não casados (88%). Ao passo que, entre as mulheres esta diferença é de apenas um ponto percentual, onde dentre as mulheres economicamente ativas que são casadas 87,4% estavam ocupadas e entre as não casadas este percentual era de 86,4%.

3.4 O diferencial de rendimentos entre os gêneros entre os subgrupos populacionais: estatísticas descritivas

Do mesmo modo que a participação relativa e a taxa de ocupação podem variar segundo os subgrupos populacionais, os salários recebidos pelos indivíduos também parecem divergir de acordo com as características individuais. Primeiramente, a Tabela 3.3 traz os salários-hora médios observados para homens e mulheres e o diferencial entre eles, expressos em reais de 2000. Conforme esperado, verificamos que indivíduos com maior nível de educação formal receberiam rendimentos médios mais elevados, tanto entre os homens como entre as mulheres (Tabela 3.3). Contudo, os rendimentos dos homens parecem crescer mais significativamente nos níveis de educação mais elevados do que os salários percebidos pelas mulheres.

Tabela 3.3 - Salário-hora médio observado e diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho por nível de educação formal (municípios com mais cem mil habitantes)

Anos de estudo	Salário-hora médio observado			Diferencial de salários (%)
	Total	Homem	Mulher	
Menos de um ano de estudo	2.05	2.06	2.01	2.74
01 a 03 anos de estudo	2.21	2.28	1.94	17.93
04 a 07 anos de estudo	2.53	2.70	1.96	37.24
08 a 10 anos de estudo	3.17	3.43	2.53	35.33
11 a 14 anos de estudo	5.56	6.32	4.57	38.47
15 ou mais anos de estudo	13.55	16.56	10.58	56.52

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000. Os salários-hora médios estão expressos em reais (R\$) a preços de 2000. Estatísticas calculadas considerando os pesos populacionais dos indivíduos da amostra.

De fato, os rendimentos médios de homens e mulheres que possuem menos de um ano de estudo apresentam resultados muito próximos, com um diferencial de salários não significativo estatisticamente, enquanto que entre aqueles que possuem de um a três anos de estudo este diferencial sobe para 17,9%, sendo estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%. Os diferenciais de rendimentos entre gêneros nos subgrupos com 04 a 07 anos de estudo, 08 a 10 anos de estudo e de 11 a 14 anos de estudo apresentam percentuais que giram de 35% a 37,5% no mercado de trabalho. Ao passo que, entre os indivíduos com quinze ou mais anos de estudo, o diferencial de salários apresenta o maior percentual entre homens e mulheres, atingindo 56,5% sobre os rendimentos observados.

A Tabela 3.4 apresenta o salário-hora médio observado, a preços de 2000, dos indivíduos ocupados no mercado de trabalho para homens e mulheres e o diferencial de rendimentos entre os gêneros por ramo de atividade. De acordo com o esperado, o salário-hora médio na Administração Pública, Educação, Saúde e Serviços Sociais apresentou o maior valor registrado, enquanto o setor de Construção detinha a menor média salarial no período, seguido pelo setor Agrícola e Industrias Extrativas. Dentre estes três setores, o maior diferencial de rendimentos encontra-se no setor da Administração pública e demais, onde o salário-hora médio dos homens (R\$ 7,39) é 28,4% superior ao salário-hora médio observado entre as mulheres (R\$ 5,75).

Tabela 3.4 - Salário-hora médio observado e diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho por ramos de atividade (municípios com mais cem mil habitantes)

Ramos de atividade	Salário-hora médio observado			Diferencial de salários (%)
	Total	Homem	Mulher	
Setor Agrícola e Indústrias Extrativas	3.25	3.33	2.87	15.90
Indústrias de Transformação	4.17	4.55	3.22	41.38
Construção	2.85	2.74	4.30	-36.23
Comércio e Serviços Pessoais	3.32	3.58	2.82	26.78
Serviços financeiros, Imobiliários e prestados às Empresas	5.79	5.95	5.50	8.24
Administração Pública, Educação, Saúde e Serviços Sociais	6.41	7.39	5.75	28.39
Outros Serviços Coletivos, Sociais e Pessoais e Atividades mal especificadas	4.46	4.98	3.84	29.77

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000. Os salários-hora médios estão expressos em reais (R\$) a preços de 2000. Estatísticas calculadas considerando os pesos populacionais dos indivíduos da amostra.

O menor diferencial positivo de rendimentos para os homens encontra-se no setor de Serviços financeiros, Imobiliários e prestados às Empresas, onde os rendimentos observados dos homens eram 8,2% maiores que os percebidos pelas mulheres. Contudo, no setor da Construção as mulheres empregadas receberiam um salário-hora médio (R\$ 4,30) muito superior aquele percebido pelos homens no período (R\$ 2,74). Neste setor o diferencial de rendimentos seria positivo para as mulheres que receberiam 36,2% mais que os homens ocupados no setor da Construção. No outro extremo, entre os indivíduos ocupados na Indústria de Transformação era observado o maior diferencial de rendimentos entre os gêneros. No setor de transformação os salários médios percebidos pelas mulheres (R\$ 3,22) seriam 41,4% inferiores aos rendimentos dos homens (R\$ 4,55) neste setor.

Os salários médios observados segundo subgrupos populacionais tomados a partir de características individuais também difere entre homens e mulheres. Ao considerarmos a presença de filhos em idade pré-escolar, o salário-hora observado não apresenta diferença estatisticamente significativa entre os indivíduos. Contudo, homens com filhos menores de seis anos (R\$ 6,8) recebem, em média, salários menores que homens sem filhos menores de seis anos (R\$ 7,2), ao passo que, entre as mulheres, aquelas com filhos em idade pré-escolar (R\$ 6,5) receberiam rendimentos superiores às que sem filhos com menos de seis anos (R\$ 6,2), diferenças significativas estatisticamente. Em ambos os casos, os salários-hora médios dos homens são maiores que os das mulheres, sendo que o diferencial de salários é maior entre os indivíduos sem filhos menores de seis anos (17,1%).

A condição de cor/raça também parece afetar os rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho. Indivíduos de cor/raça branca, tanto homens como mulheres, teriam salários maiores que aqueles autodeclarados de outra cor/raça. Homens e mulheres que se declararam de outra cor/raça receberiam em média salários-hora muito próximos, com um diferencial de rendimentos, estatisticamente significativo, de apenas 1,3% em favor dos homens. Entre os indivíduos autodeclarados de cor/raça branca, o diferencial de salários se mostra mais relevante, onde os homens receberiam em média 23,8% mais que as mulheres. Do mesmo modo, os indivíduos que migraram nos últimos quatro anos (R\$ 8,6) receberiam, em média, salários maiores que os indivíduos não migrantes (R\$ 6,7). O diferencial de salários entre homens e mulheres seria sensivelmente maior entre os migrantes (35,5%) do que entre os indivíduos não

migrantes (12,3%). Indício que pode sugerir que a migração, em geral, seria mais benéfica para os rendimentos dos homens, elevando o diferencial de rendimento entre gêneros.

Tabela 3.5 Salário-hora médio observado e diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho por subgrupos populacionais (municípios com mais cem mil habitantes)

	Salário-hora médio observado			Diferencial de salários (%)
	Total	Homem	Mulher	
Com filhos	6.73	6.81	6.54	4.14
Sem filhos	6.80	7.24	6.19	17.06
Branco	8.04	8.73	7.05	23.76
Outra cor/raça	4.49	4.51	4.45	1.27
Não migrante	6.70	6.99	6.22	12.35
Migrante	8.64	9.39	6.93	35.46
Casados	7.57	7.89	6.81	15.84
Não casados	5.53	5.30	5.74	-7.60

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000. Os salários-hora médios estão expressos em reais (R\$) a preços de 2000. Estatísticas calculadas considerando os pesos populacionais dos indivíduos da amostra.

Por fim, indivíduos casados teriam, em média, rendimentos maiores no mercado de trabalho do que indivíduos solteiros, viúvos ou divorciados. Entre os indivíduos casados, o salário-hora médio observado para os homens é superior aquele observado para as mulheres, resultando num diferencial de rendimentos positivo de 15,8% para os homens casados. Situação inversa é verificada entre os indivíduos não casados, as mulheres não casadas receberiam, em média, R\$ 5,7 por hora trabalhada, enquanto os homens receberiam R\$ 5,3 pelo mesmo período. Esta diferença, estatisticamente significativa, importaria num diferencial de salários de 7,6% favorável as mulheres não casadas. Estas estatísticas fornecidas podem sugerir que a condição de nupcialidade teria um papel relevante sobre os rendimentos de homens e mulheres no mercado de trabalho e, por conseguinte, sobre o diferencial de salários. Assim, seguindo a análise empírica aqui iniciada, no capítulo seguinte são apresentadas evidências exploratórias e estimada a importância da dimensão populacional sobre a participação no mercado de trabalho e o tamanho das cidades brasileiras.

4. DIFERENCIAIS DE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO ENTRE OS GÊNEROS: A IMPORTÂNCIA DA DIMENSÃO DO MERCADO DE TRABALHO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

4.1 Introdução

Apesar da crescente participação das mulheres no mercado de trabalho observada nos últimos cinquenta anos nos países industrializados, inclusive no Brasil, as mulheres ainda constituem uma parcela menor no mercado. Aliado a isto, em média, as mulheres percebem salários menores que os homens que ocupam a mesma posição. De fato, segundo dados da Organização Internacional do Trabalho - OIT, a participação das mulheres no mercado de trabalho na América Latina e Caribe passou de 47,9%, em 1997, para 52,9%, no ano de 2007. Contudo, um quarto destas mulheres estaria concentrado em ocupações por conta própria, basicamente no setor informal de serviços, além de serem mais atingidas pelo desemprego, onde a taxa entre as mulheres seria de 10,9%, ao passo que entre os homens seria de 6,9% (OIT, 2008). No caso brasileiro, a parcela da população feminina que estava ocupada ou à procura de emprego saltou de 46%, em 1996, para mais de 52%, em 2007 (Pinheiro, 2008).

A partir dos modelos neoclássicos de oferta de trabalho, estudos empíricos freqüentemente encontram que a renda não associada ao trabalho reduz a oferta de horas de trabalho no mercado. De fato, em um casal, quando a renda do marido é tomada como renda não associada ao trabalho para a esposa, a participação desta no mercado de trabalho tende a ser menor do que a de mulheres solteiras (Cahuc e Zylberberg, 2004). Características culturais também poderiam estar relacionadas à taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho. Preferências distintas entre as mulheres de ingressar no mercado de trabalho ou gerir o lar e cuidar dos filhos poderiam estar ligadas a raízes culturais de cada povo, que afetariam a participação destas no mercado de trabalho (Reimers, 1985; Antecol, 2000, 2003). Além disto, características das aglomerações urbanas igualmente poderiam influenciar a participação relativa de homens e mulheres no mercado de trabalho (Kim, 1985).

Todavia, a literatura econômica tem voltado sua atenção para a importância da escala do mercado de trabalho sobre a participação das mulheres. A dimensão do

mercado local teria efeito sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho a partir de dois argumentos principais: a redução dos salários de reserva e o aumento dos retornos esperados no mercado de trabalho. No primeiro argumento, cidades maiores ofertariam uma maior gama de serviços de apoio às famílias (por exemplo, creches, pré-escolas, serviços domésticos, etc.) do que centros urbanos menores. Sob esta ótica, uma maior provisão de serviços que constituam uma rede de assistência às famílias, como creches e escolas nas quais os pais possam deixar seus filhos, geralmente, também estaria ligada a uma maior oferta de trabalho entre as mulheres (Cahuc e Zylberberg, 2004; Phimister, 2005). Estes fatores influiriam na taxa de participação relativa das mulheres, pois, em tese, reduzem o custo de oportunidade de a mulher ofertar mão de obra e, conseqüentemente, o salário de reserva esperado no mercado de trabalho.

No segundo argumento, centros urbanos maiores deteriam mercados de trabalho amplos e mais diversificados, o que ampliaria as oportunidades e a qualidade de *match* entre as mulheres, dada sua menor mobilidade espacial, e reduziria as perdas por períodos fora do mercado de trabalho, assim, elevando os salários esperados para as mulheres. Como vimos no segundo capítulo, Frank (1978) assevera que características como a distribuição das oportunidades de ocupação entre os mercados de trabalho locais aliadas a restrição a mobilidade espacial das mulheres teriam efeitos significativos sobre os riscos de inadequação no mercado de trabalho. Além disto, mercados de trabalho mais amplos e diversificados reduziriam a depreciação salarial devida a períodos fora do mercado (Mincer e Ofek, 1982). Situação que seria especialmente relevante para as mulheres, dado que estas, comumente, trabalham menos horas e anos em sua vida laboral do que os homens e têm um número maior de interrupções em sua vida produtiva (Altonji e Blank, 1999).

Além destes fatores, os salários esperados em grandes centros urbanos seriam maiores do que os esperados em pequenas cidades ou em áreas rurais devido à presença de economias de aglomeração (Glaeser e Maré, 1994). Ademais, este diferencial de rendimentos entre indivíduos em pequenos centros (ou áreas rurais) e grandes centros urbanos seria maior entre as mulheres (Ofek e Merrill, 1997; Phimister, 2005), sugerindo uma relação inversa entre a dimensão do mercado de trabalho local e o diferencial de salários entre gêneros. Logo, estes fatores, conjuntamente com a maior provisão de serviços de assistência social, como creches e pré-escola, implicariam custos de oportunidade menores e salários esperados menos desfavoráveis para as

mulheres em função da dimensão do mercado de trabalho, estimulando a oferta de mão de obra.

Assim, a despeito dos diversos estudos que investigam os determinantes da participação dos indivíduos no mercado de trabalho, ainda não existem estudos empíricos que busquem medir a importância de fatores demográficos e econômicos para explicar os diferenciais de participação entre homens e mulheres no mercado de trabalho para os municípios brasileiros. Desta forma, este capítulo objetiva determinar se a dimensão dos mercados de trabalho locais pode ser utilizada para explicar diferenciais de participação na força de trabalho entre as cidades com mais de cem mil habitantes, e se os efeitos das aglomerações urbanas atuam de modo diverso sobre a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho.

Na seção seguinte, em caráter exploratório, investigamos quais fatores demográficos e econômicos poderiam estar correlacionados ao diferencial de participação entre as cidades brasileiras. Com base nas evidências obtidas, na seção 4.3, são analisados os determinantes da participação dos indivíduos no mercado de trabalho, destacando o papel da dimensão dos mercados locais.

4.2 O diferencial de participação no mercado de trabalho entre os gêneros e a dimensão das cidades brasileiras: evidências exploratórias

As diferenças na participação de homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro variam drasticamente entre as cidades⁵. Em média, em 2000, a participação dos homens no mercado de trabalho era vinte e cinco pontos percentuais superior à participação das mulheres. Por exemplo, enquanto na cidade Nova Friburgo - RJ este percentual era de apenas 6,7%, na cidade de Marabá - PA a diferença entre a proporção de homens e mulheres que participam do mercado de trabalho chegava a 46%.

Kim (1985) sugere que estas variações espaciais seriam, em larga medida, devidas a diferenças demográficas e econômicas entre as regiões geográficas analisadas. O autor, em uma análise simultânea da taxa de desemprego e da participação de homens e mulheres no mercado de trabalho urbano da Coreia, por mínimos quadrados ordinários e regressões em dois estágios, conclui que as características demográficas e econômicas

⁵ A lista completa das cidades analisadas neste estudo (população maior ou igual a cem mil habitantes em 2000), juntamente com as principais características demográficas e econômicas, encontra-se no Apêndice.

dos centros urbanos auxiliariam a explicar as variações entre as cidades nas taxas de desemprego e na taxa de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho. Ademais, o efeito do tamanho das cidades seria relevante em determinar a participação das mulheres no mercado de trabalho.

Na literatura econômica há uma ausência de estudos empíricos que investiguem a relação entre características demográficas e econômicas das cidades e o diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho para o Brasil. Assim, em caráter exploratório, esta seção busca identificar quais fatores poderiam estar relacionados ao diferencial de participação entre homens e mulheres no mercado.

Para tal objetivo, inicialmente, tomamos a participação de cada gênero (i) no mercado de trabalho (P_i) como o total de indivíduos ocupados e os que procuraram ocupação na semana de referência (T_i), sobre o total de indivíduos do mesmo gênero entre dezoito e sessenta e cinco anos que residem na mesma região (Pop_i). Desta forma, podemos verificar diferenças de participação relativa (D_p) entre homens (h) e mulheres (m) para as cidades simplesmente tomando a diferença entre o percentual de participação entre os gêneros ($D_p = P_h - P_m$).

Analisando este indicador podemos investigar se determinadas características das cidades estariam relacionadas com o diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho. Como mencionado anteriormente, diversos fatores ligados às aglomerações urbanas podem estar relacionados, em tese, com o diferencial de participação entre homens e mulheres. Por exemplo, dado que as mulheres detêm, em média, mais anos de estudo que os homens, é razoável esperar que em cidades com nível maior de educação média a participação relativa das mulheres no mercado de trabalho também seja elevada. Do mesmo modo, uma vez que as mulheres teriam menor mobilidade espacial, entendida como a disposição a migrar em busca de melhores posições no mercado, aglomerações urbanas maiores incrementariam as possibilidades de alocação das mulheres no mercado, quando comparadas aos homens. Ao considerarmos a família como célula de decisão de ofertar trabalho, geralmente, as mulheres, especialmente as casadas, teriam menor disposição em migrar para outros mercados para realizar ganhos potenciais em seus rendimentos, maximizando assim seus rendimentos no mercado local de trabalho. Fato que não se verificaria entre os homens, que tenderiam a maximizar seus retornos esperados buscando as melhores

oportunidades de ocupação no mercado global (ou regional), tendo assim salários mais vantajosos (Sandell, 1977; Mincer, 1978; e Frank, 1978).

Nesta linha, mercados mais amplos e diversificados trariam rendimentos mais favoráveis às mulheres, portanto, incrementando sua participação no mercado de trabalho. No intuito de verificar, de modo exploratório, esta hipótese, a Figura 4.1 apresenta o diferencial de participação entre homens e mulheres para os municípios brasileiros, entre cem mil e um milhão e meio de habitantes, contra o total de habitantes da cidade. Pela Figura 4.1, cidades com populações maiores teriam um diferencial esperado de participação entre os gêneros menor, enquanto nas cidades menores a participação relativa dos homens no mercado de trabalho seria proporcionalmente maior.

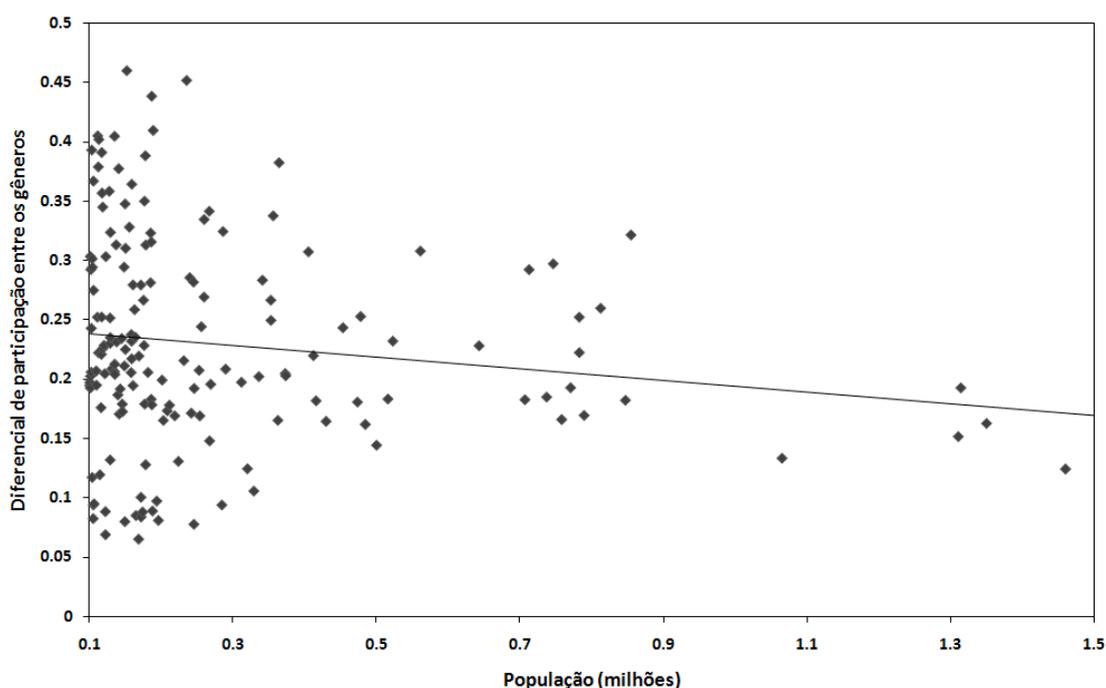


Figura 4.1 - Diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho e tamanho dos municípios brasileiros entre 100 mil e 1,5 milhão de habitantes. Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Esta correlação negativa estimada, estatisticamente significativa ao nível de confiança de 10% para os municípios entre cem mil e um milhão e meio de habitantes, importaria em uma queda de -4,9 pontos percentuais no diferencial de participação entre os gêneros para um incremento de um milhão de residentes na localidade. Desta forma,

a Figura 4.1 sugere que a dimensão do mercado de trabalho pode influir no diferencial de participação entre os gêneros.

Tabela 4.1 - As características das cidades, a participação relativa de homens e mulheres e o diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho

	Homens	Mulheres	Diferença
<i>Macro-regiões</i>			
Norte	0.8769	0.5943	0.2826
Nordeste	0.8632	0.5576	0.3056
Sudeste	0.9391	0.7357	0.2035
Centro-oeste	0.9216	0.6457	0.2759
Sul	0.9576	0.8140	0.1436
<i>População</i>			
10% menores	0.9041	0.6776	0.2265
20% menores	0.9122	0.6428	0.2695
	0.9335	0.7006	0.2328
.	0.9268	0.6764	0.2504
.	0.9385	0.7312	0.2072
.	0.9168	0.6830	0.2338
	0.9095	0.6806	0.2290
	0.9256	0.7084	0.2172
20% maiores	0.9123	0.6909	0.2214
10% maiores	0.9055	0.7133	0.1922
<i>Média de anos de estudo</i>			
50% menores	0.9116	0.6429	0.2688
50% maiores	0.9259	0.7421	0.1838
<i>Nível Superior</i>			
50% menores	0.9044	0.6381	0.2663
50% maiores	0.9343	0.7487	0.1856
<i>Diferencial de Salários</i>			
50% menores	0.9219	0.6839	0.2380
50% maiores	0.9147	0.6970	0.2177
<i>Setor Agrícola</i>			
50% menores	0.9260	0.7151	0.2108
50% maiores	0.9030	0.6387	0.2643
<i>Setor de Transformação</i>			
50% menores	0.9024	0.6572	0.2452
50% maiores	0.9445	0.7435	0.2010
<i>Serviço Público</i>			
50% menores	0.9165	0.6758	0.2407
50% maiores	0.9209	0.7078	0.2130

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

A Tabela 4.1 apresenta a participação média de homens e mulheres no mercado de trabalho (P_i) juntamente com a diferença média (D_p) entre os municípios brasileiros, tomados a partir de diversos cortes. Inicialmente, podemos verificar que a participação dos homens no mercado de trabalho não difere substancialmente entre as macro-regiões. A região Nordeste apresenta menor participação com 86,3% dos homens ocupados ou procurando ocupação no período, enquanto a região Sul este percentual atinge 95,8% do total. Ao analisarmos a taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho verificamos que novamente a região Nordeste possui a menor média de participação (55,8%), ao passo que os municípios tomados na região Sul teriam uma taxa de participação média das mulheres de 81,4% do total entre dezoito e sessenta e cinco anos. Portanto, podemos verificar que a participação relativa entre os gêneros no mercado de trabalho não é uniforme entre as macro-regiões brasileiras. As macro-regiões Norte (28,3%), Nordeste (30,6%) e Centro-oeste (27,6%) não apresentariam diferenças entre os gêneros na participação no mercado de trabalho relevantes estatisticamente entre si. Entretanto, as cidades das regiões Sudeste (20,3%) e Sul (14,4%) do país apresentariam diferenciais de participação entre homens e mulheres no mercado, notadamente, inferiores as outras macro-regiões.

Em seguida, tomamos a dimensão populacional de cada cidade para averiguar se este fator estaria correlacionado ao diferencial de participação entre os gêneros. O resultado encontrado sugere que a dimensão do mercado de trabalho e o diferencial de participação estariam negativamente correlacionados. Os municípios menores teriam diferenciais da participação menores entre os gêneros esperados maiores que aqueles verificados em grandes municípios. Por exemplo, entre os 10% menores municípios o diferencial médio de participação é de 22,6%, chegando a 26,9% para os 20% municípios menores, enquanto nas cidades 10% maiores o diferencial médio entre homens e mulheres no mercado é 19,2%. Como já ressaltado, esta redução pode estar relacionada a uma maior diversidade de setores econômicos e de oportunidades de trabalho que compensariam, em parte, a baixa mobilidade espacial das mulheres.

A média de anos de estudo formal da população em idade laboral de uma determinada localidade igualmente parece estar ligada ao diferencial de participação entre os gêneros. A média de anos de estudos nas cidades brasileiras com mais de cem mil habitantes, em 2000, era de 7,4 anos de estudo. Entre os oitenta e oito municípios que possuíam uma média de anos de estudo inferior à média nacional, o diferencial

médio de participação entre os gêneros no mercado de trabalho era de 26,6%, enquanto nos oitenta e oito municípios com média de anos de estudo superior à média nacional este percentual era de apenas de 18,4%. Redução devida ao aumento da participação das mulheres nestas cidades, que passa de 64,3% para 74,2% do total de mulheres entre dezoito e sessenta e cinco anos.

A parcela da população em idade laboral que detém um diploma de nível superior é uma das variáveis possivelmente correlacionadas com o tamanho da população da cidade. Seja pela oferta de cursos de ensino superior ainda muito concentrada nos grandes centros ou pela atração de trabalhadores mais qualificados em busca de melhores salários e postos de trabalho, cidades maiores tendem a ter uma parcela maior de indivíduos que tenham concluído a graduação em alguma área do conhecimento. Ademais, as mulheres já constituem a maior parcela entre os indivíduos graduados. De acordo com os micro-dados do Censo, em 2000, as mulheres compunham 54% dos indivíduos entre dezoito e sessenta e cinco anos que possuíam diploma de nível superior. Além disto, do total de mulheres em idade laboral quase 35% delas possuíam graduação em alguma área, enquanto entre os homens este percentual era de apenas 25,4%.

Diante destas evidências, o resultado encontrado para a correlação entre a parcela da população laboral com diploma de nível superior e o diferencial de participação entre os gêneros parece intuitivo. De fato, nas cidades analisadas, em média, 11% dos indivíduos entre dezoitos e sessenta e cinco anos teriam diploma de nível superior no período. Entre as cidades cuja população estaria abaixo desta média, o diferencial de participação seria de 26,9%, ao passo que nos municípios com uma parcela de graduados superior a esta média o diferencial entre homens e mulheres seria de 18,4%. Novamente, devido ao crescimento da participação das mulheres nestes municípios.

A decisão de ofertar trabalho é comumente vista na literatura como vinculada aos custos de oportunidade ingressar no mercado de trabalho, refletidos no salário de reserva do indivíduo (Pencavel, 1986). Portanto, o nível médio de salários vigente em cada região poderia influenciar a decisão atomizada dos indivíduos de ofertar trabalho. Desta maneira, dados os custos de oportunidade divergentes entre homens e mulheres, o diferencial de salários entre os gêneros deve guardar alguma correlação com o diferencial de participação no mercado de trabalho.

Para verificar esta hipótese, primeiramente, estimamos o salário esperado (valor predito) de cada indivíduo no mercado de trabalho, controlando para o montante de anos de estudo, experiência no mercado de trabalho (aferida pela idade), características individuais (sexo, cor/raça, migração) e macro-região de residência. A partir do salário-hora predito, é tomada a média dos rendimentos esperados no mercado de trabalho para homens e mulheres e, posteriormente, a razão entre o salário esperado para as mulheres sobre o salário esperado para os homens como o diferencial de salário entre os gêneros para cada município analisado.

A Tabela 4.1 revela que o diferencial de salário entre homens e mulheres pode estar relacionado ao diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho. Assim, em cidades onde o diferencial de salários é elevado seria coerente esperar que a participação relativa das mulheres no mercado de trabalho fosse inferior. De fato, pelo modelo estimado as mulheres receberiam em média 91,6% dos rendimentos percebidos pelos homens. Onde, nos municípios abaixo deste diferencial de salários média o diferencial de participação entre os gêneros seria 23,8%, enquanto que nas localidades acima desta média o diferencial encontrado seria 21,8%, sendo que estas médias seriam estatisticamente diferentes. Conclusão esta coerente com os custos de oportunidade de ingressar no mercado, em geral, mais elevados para as mulheres, onde o alto diferencial de salários desencorajá-las-ia a ofertar trabalho.

Outro fator que poderia estar ligado ao diferencial de participação entre os gêneros seria a composição da estrutura produtiva de cada cidade. Em cidades onde a economia seria predominantemente ligada ao agronegócio teriam uma maior participação relativa dos homens no mercado de trabalho. Com o intuito de aferir essa premissa, tomamos a proporção de trabalhadores ocupados no Setor Agrícola (Agricultura, Pecuária, Silvicultura, Exploração Florestal, Pesca e Indústrias Extrativas) e no Setor de Transformação (Indústrias de Transformação, Produção e distribuição de eletricidade, gás e água) para cada município da amostra.

A partir dos resultados da Tabela 4.1, podemos verificar que a dimensão do setor Agrícola na economia local estaria positivamente ligada ao diferencial de participação no mercado de trabalho entre homens e mulheres. O setor Agrícola deteria, em média, 2,2% da mão de obra ocupada nos municípios com mais de cem mil habitantes, onde nas cidades onde esta parcela é maior o diferencial de participação no mercado entre os gêneros seria de 26,4%. Ao passo que, nos centros urbanos onde esta parcela é menor o

diferencial cai para 21,1% entre homens e mulheres. Para o setor de Transformação esta relação seria inversa, onde a parcela da mão de obra empregada neste setor (19,8% em média) estaria negativamente relacionada ao diferencial de participação entre os gêneros. Nas cidades onde esta parcela é menor que a média, o diferencial de participação entre homens e mulheres seria de 24,5%, enquanto nas cidades onde o percentual da mão de obra ocupada é superior a média nacional este diferencial decai para quase 20%.

Um fator também interessante a ser analisado é o tamanho do setor público em cada localidade. Uma vez que, no caso brasileiro, as contratações de mão de obra para as três esferas do Estado são realizadas, majoritariamente, através de seleções ou concursos públicos, por hipótese, as mulheres seriam beneficiadas tanto pela redução de um possível viés do empregador para um dos grupos, como pela vantagem em acumular, em média, um montante maior de educação formal. De fato, podemos verificar na Tabela 4.1 que cidades com uma parcela maior dos indivíduos ocupados no setor Público tenderiam a ter um diferencial de participação entre os gêneros menor. Quantitativamente, em municípios onde a parcela da mão de obra ocupada no setor público é inferior à média nacional (4,6%) o diferencial de participação entre os gêneros é de 24,1%, enquanto nas cidades onde a parcela de indivíduos ocupados no serviço público é superior a média o diferencial médio entre homens e mulheres de 21,3%.

Deste modo, em harmonia com os resultados encontrados por Kim (1985), as evidências iniciais levantadas sugeririam que o diferencial de participação entre homens e mulheres no mercado de trabalho estaria relacionado a características demográficas da região analisada, como tamanho populacional, média de anos de estudo e estado civil, conjuntamente com características do setor produtivo, como distribuição dos setores produtivos e da mão de obra local.

4.3 A dimensão do mercado de trabalho como determinante do diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho brasileiro

Na seção anterior analisamos quais características demográficas poderiam estar relacionadas ao diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho. As estatísticas obtidas indicariam que as características demográficas e econômicas podem ajudar a explicar o diferencial entre as cidades brasileiras da participação relativa de

homens e mulheres no mercado de trabalho. Não obstante, podemos indagar se estas características demográficas influiriam na decisão atomizada do indivíduo de ofertar ou não horas de trabalho no mercado. Dentre os diversos fatores analisados na seção anterior, a dimensão populacional do município pode ser uma das mais relevantes para a decisão individual.

Por hipótese, a dimensão do mercado de trabalho pode atuar, inicialmente, pelo aumento do número e da diversidade de ocupações disponíveis elevando a possibilidade de o indivíduo encontrar uma ocupação compatível com suas qualificações e, por conseguinte, reduzindo o desemprego friccional (Van Ham, 2002). Este efeito do tamanho populacional em afetar a taxa de participação no mercado de trabalho se daria através da atração de uma variedade maior de indústrias em busca de economias de aglomeração, tendo a diversificação como função do tamanho do mercado de trabalho (Kim, 1985). Por fim, municípios maiores tendem a oferecer, em média, retornos salariais superiores, advindos de economias de aglomeração, afetando assim positivamente a taxa de participação dos indivíduos no mercado de trabalho (Phimister, 2005). Não obstante, a literatura sobre a participação da mulher no mercado de trabalho sugere que fatores como a provisão de serviços de creche ou pré-escola reduziriam o salário de reserva das mulheres (por exemplo, Heckman, 1974; Phimister, 2005; Del Boca e Vuri, 2007). Assim, dado que a oferta destes serviços seria crescente com a dimensão das aglomerações urbanas, o salário de reserva das mulheres residentes em grandes cidades tenderiam a serem inferiores ao de mulheres em centros urbanos menores, aumentando assim sua participação no mercado de trabalho.

Connelly (1992) demonstra que, especificamente, entre as mulheres casadas o aumento dos custos de sistemas de creche ou pré-escola reduziria a taxa de participação no mercado de trabalho. Ademais, a autora sugere que a baixa taxa de participação no mercado de trabalho entre as mulheres casadas com filhos em idade pré-escolar, nos Estados Unidos, seria inteiramente explicada pelos altos custos dos sistemas de creche e pré-escola. Além disto, quando comparadas por seu estado civil, a resposta aos custos de creche e pré-escola da taxa de participação no mercado de trabalho das mulheres solteiras seria inferior, quando comparadas as mulheres casadas (Kimmel, 1998). Além disto, por hipótese, o *match* em grandes mercados seria melhor entre as mulheres, dado sua menor mobilidade espacial, e as perdas advindas de interrupções na carreira laboral também seriam menores em mercados mais amplos.

Portanto, assumindo que os determinantes para o indivíduo (i) estar ou não no mercado de trabalho (y_i), no período analisado, não são correlacionados ao vetor de erros e que $\varepsilon \sim (0, \sigma^2)$, através de um modelo *probit* padrão, para a seguinte equação:

$$y_{ic}^* = \beta_0 + \beta_1 x_{ic} + \beta_2 z_c + \beta_3 pop_{ic} + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde, na equação (1) tem-se $y_{ic}^* = 1$ se o indivíduo i for economicamente ativo no período de referência e igual a zero no caso contrário. A condição de economicamente ativo é investigada em relação às características individuais do indivíduo i residente no município c (x_{ic}), como cor/raça, gênero e estado civil; *proxies* para o nível de capital humano detido pelo indivíduo, dentre elas anos de estudo, anos de estudo ao quadrado, idade e idade ao quadrado; para características familiares e demográficas, presença de filhos menores de 06 anos e de entre 07 e 04 anos, se reside em uma região metropolitana, se migrou nos últimos quatro anos, e em qual macro-região reside atualmente. O vetor β_1 é um vetor ($k \times 1$) de parâmetros desconhecidos relacionados às características individuais que determinam a probabilidade de o indivíduo estar empregado. O vetor z_c capta as características do município c , como média de anos de estudo, parcela da população empregada nos setores agrícolas, de transformação e no serviço público. O vetor β_2 é um vetor ($k \times 1$) de parâmetros desconhecidos relacionados às características dos municípios que influiriam na participação do indivíduo no mercado de trabalho. Entretanto, a variável explicativa de interesse para nossa investigação é o tamanho do município de residência atual (pop_i), em milhões de habitantes. O valor estimado para o parâmetro β_3 indicará os efeitos da aglomeração urbana sobre as chances de o indivíduo ser economicamente ativo no período. Logo, por meio desta variável, busca-se aferir se o tamanho do mercado de trabalho local teria alguma relevância para explicar a probabilidade de o indivíduo ofertar mão de obra, em cidades com mais de cem mil habitantes.

Um fator a ser considerado advindo desta estruturação da amostra está relacionado à variabilidade dos dados, conforme vimos no capítulo anterior. Deaton (1997) assevera que as características dos indivíduos podem variar entre os grupos, mas não dentro dos grupos da amostra coletada, assim ignorar a estrutura da amostra conduzirá a desvios-padrão subestimados e, conseqüentemente, a níveis de significância sobreestimados. Uma forma de enfrentar este problema está em identificar a que grupo pertence cada observação (*Clustering-robust linear regression - CRLR*), relaxando a hipótese de independência entre as observações o que permite estimarmos uma matriz

de variância-covariância consistente para os parâmetros do modelo. Para o caso específico, cada município é tomado como um *cluster* para a estimação da matriz de variância-covariância dos modelos *probit* estimados para a população e para homens e mulheres separadamente.

A tabela 4.2 exibe os resultados estimados para a equação (1), e suas variações, para a amostra de indivíduos que residiam em cidades com mais de cem mil habitantes em 2000. Num primeiro momento, é estimada a influência de fatores comumente relacionados na literatura econômica como determinantes para as chances de ocupação no mercado de trabalho (Mod. 1). A partir dos resultados estimados, podemos constatar que trabalhadores que detêm maior nível de educação (medido por anos de estudo) possuem maiores chances de participarem no mercado local de trabalho. Ao tomarmos como referência o grupo de indivíduos com menos de um ano de estudo formal (variável omitida), os coeficientes estimados sugerem que os indivíduos com níveis mais elevados de educação teriam uma probabilidade maior de participarem do mercado de trabalho. Este resultado encontra guarida na revisão conduzida por Card (1999), que assevera que indivíduos mais bem qualificados têm maior probabilidade de estarem empregados e possuem retornos salariais maiores no mercado.

A idade e a idade ao quadrado do indivíduo são tomadas nesse estudo como *proxies* para a experiência do trabalhador no mercado de trabalho, uma vez que os micro-dados do Censo 2000 não permitem determinar com quantos anos o indivíduo iniciou sua vida laboral. Em acordo com o esperado *a priori* e com os resultados empíricos disponíveis na literatura, as chances de o indivíduo ser economicamente ativo crescem com a idade, mas a taxas marginais decrescentes. Assim, a função de probabilidade de ser economicamente ativo teria uma forma de “U” invertido com a idade do indivíduo. O coeficiente estimado para a probabilidade de indivíduos que se declararam de cor/raça branca, em comparação aos demais, participarem do mercado de trabalho apresenta o sinal esperado *a priori*. O resultado indica que indivíduos que se declararam de cor/raça branca teriam uma probabilidade menor de ofertarem mão de obra no mercado de trabalho do que os indivíduos que se declararam de outra cor/raça. Uma hipótese que pode ser formulada para compreender este resultado é de que os indivíduos autodeclarados brancos, em média, acumulam mais educação formal e conseqüentemente ingressam mais tardiamente no mercado de trabalho, em comparação às demais cores/raças.

Tabela 4.2 - Determinantes da participação no mercado de trabalho brasileiro
(variável dependente: *dummy* economicamente ativo)

Variável	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4
01 a 03 anos de estudo	***0.2683 (0.0095)	***0.2685 (0.0095)	***0.2687 (0.0095)	***0.2692 (0.0093)
04 a 07 anos de estudo	***0.3966 (0.0130)	***0.3968 (0.0129)	***0.3972 (0.0127)	***0.3972 (0.0124)
08 a 10 anos de estudo	***0.5643 (0.0128)	***0.5637 (0.0128)	***0.5641 (0.0127)	***0.5668 (0.0118)
11 a 14 anos de estudo	***0.8089 (0.0140)	***0.8074 (0.0140)	***0.8076 (0.0140)	***0.8131 (0.0132)
15 ou mais anos de estudo	***1.1459 (0.0229)	***1.1421 (0.0242)	***1.1418 (0.0242)	***1.1525 (0.0243)
Idade	***0.1183 (0.0023)	***0.1183 (0.0023)	***0.1184 (0.0023)	***0.1183 (0.0023)
Idade ²	***-0.0017 (0.0000)	***-0.0017 (0.0000)	***-0.0017 (0.0000)	***-0.0017 (0.0000)
Branco	***-0.1245 (0.0076)	***-0.1256 (0.0071)	***-0.1258 (0.0071)	***-0.1326 (0.0078)
Mulher	***-1.0968 (0.0195)	***-1.0971 (0.0194)	***-1.1351 (0.0168)	***-1.1360 (0.0169)
Migrante	-0.0198 (0.0188)	-0.0211 (0.0177)	-0.0207 (0.0178)	-0.0226 (0.0177)
Casado	***-0.1854 (0.0191)	***-0.1847 (0.0186)	***-0.1847 (0.0186)	***-0.1868 (0.0186)
Filhos menores de 06 anos	***-0.0636 (0.0035)	***-0.0637 (0.0034)	***-0.0636 (0.0035)	***-0.0649 (0.0033)
Filhos entre 07 e 14 anos	***-0.0191 (0.0037)	***-0.0187 (0.0037)	***-0.0184 (0.0036)	***-0.0201 (0.0039)
Região metropolitana	0.0060 (0.0223)	-0.0068 (0.0202)	-0.0068 (0.0203)	-0.0053 (0.0217)
Nordeste	0.0974 (0.0703)	0.0998 (0.0679)	0.1007 (0.0681)	*0.1128 (0.0632)
Sudeste	***0.2461 (0.0699)	***0.2355 (0.0654)	***0.2369 (0.0656)	***0.1988 (0.0616)
Sul	***0.3236 (0.0695)	***0.3286 (0.0673)	***0.3307 (0.0676)	***0.3048 (0.063)
Centro-oeste	***0.2322 (0.0690)	***0.2345 (0.0665)	***0.2357 (0.0667)	***0.2423 (0.061)
População		0.0068 (0.0052)	-0.0061 (0.0086)	-0.0016 (0.0069)
Mulher x população			***0.0197 (0.0057)	***0.0197 (0.0058)
Média de anos de estudo				-0.0072 (0.0130)
Parcela no Setor Agrícola				-0.0026 (0.0040)
Parcela no Setor de Transformação				***0.0056 (0.0012)
Parcela no Serviço Público				0.4735 (0.6077)
Constante	***-1.2781 (0.0847)	***-1.2759 (0.0837)	***-1.2534 (0.0842)	***-1.3038 (0.1256)
Log pseudolikelihood	-1727648	-1727419	-1726839	-1725537
Pseudo R ²	0.1885	0.1886	0.1889	0.1895
Número de observações			3335216	

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Erros-padrão robustos estimados entre parênteses.

Do mesmo modo, as mulheres teriam menores chances de serem economicamente ativas no mercado de trabalho do que os homens. Fatores como, por exemplo, restrições familiares e restrições à migração, dentre outros, imporiam um custo de oportunidade maior para a mulher ingressar no mercado de trabalho. Isto, aliado a perdas salariais advindas de interrupções na carreira laboral das mulheres (Mincer e Ofek, 1982), pode ser sugerido para explicar o resultado encontrado.

A migração, entendida como a mudança de domicílio de uma unidade da federação para outra há menos de quatro anos, não apresenta efeito estatisticamente significativo para a população como um todo. Assim, de modo geral, indivíduos que migraram nos últimos quatro anos não teriam, em tese, uma chance maior de participarem do mercado de trabalho de destino do que os indivíduos não-migrantes.

Ao contrário, o resultado estimado sugere que o estado civil teria influência na população sobre a probabilidade de o indivíduo ofertar trabalho. Assim, pessoas casadas, de modo geral, teriam menores chances de serem economicamente ativas no período analisado, do que indivíduos solteiros ou divorciados. A presença de filhos menores de 06 anos de idade, assim como de filhos entre 07 e 14 anos, estaria relacionada negativamente com a probabilidade de o indivíduo estar no mercado de trabalho. Resultado, provavelmente, ligado à demanda por cuidados e educação dos filhos e a ausência de redes de creches ou de escolas em período integral que permitam aos pais deixar seus filhos enquanto estão no mercado de trabalho (Phimister, 2005).

O coeficiente estimado para a variável *dummy* para indivíduos residentes em regiões metropolitanas não é estatisticamente significativo. Pelo valor estimado, os indivíduos residentes em uma das regiões metropolitanas, definidas pelo IBGE no Censo 2000, não teriam maiores chances de participarem do mercado de trabalho, em relação aos indivíduos que residiam nas demais zonas urbanas. Resultado que, assim como para os indivíduos de cor/raça, possa estar relacionado ao ingresso tardio, em média, no mercado de trabalho com intuito de investir em capital humano elevando assim os retornos esperados no futuro. A comparação entre as macro-regiões brasileiras revela que os indivíduos residentes nas regiões Sudeste, Centro-oeste e Sul participariam mais do mercado de trabalho do que os habitantes da região Norte (variável omitida). O resultado repete-se em quando confrontamos a região Nordeste com a região Norte, porém com um nível de significância estatística menor, apenas 10% no Mod. 4.

No entanto, um dos objetivos de nosso estudo está em determinar se a dimensão do mercado de trabalho teria influência sobre a participação dos indivíduos no mercado, especialmente entre as mulheres. A inclusão do tamanho da população da cidade onde reside cada indivíduo no segundo modelo (Mod. 2) busca aferir a existência ou não desta influência. A estimativa da dimensão populacional não apresenta um resultado estatisticamente significativo aos níveis de confiança usuais. O resultado estimado, assim, sugere que as aglomerações urbanas não afetariam, em geral, as chances de o indivíduo estar economicamente ativo no mercado de trabalho. Apesar deste resultado, as evidências empíricas e a literatura econômica sugerem que especificamente entre as mulheres este efeito possa ser estatisticamente significativo.

Assim sendo, o nosso foco está em que parte os diferenciais de participação no mercado de trabalho entre os gêneros podem ser explicados pelos tamanhos dos mercados. Como forma preliminar de verificar se a dimensão do mercado teria um efeito específico sobre as mulheres, na terceira equação (Mod. 3) é incluído um termo de interação entre gênero e tamanho da população. As estimativas encontradas sugerem um resultado esperado. A variável que mede o tamanho da população permanece não significativo estatisticamente com a inclusão do termo de interação entre gênero e população. Por outro lado, o coeficiente estimado para a influência do tamanho da população sobre a probabilidade de a mulher participar do mercado de trabalho é significativo estatisticamente a menos de 1%. O resultado sugere que quanto maior a dimensão do mercado de trabalho maior a chance de a mulher ofertar mão de obra, e que este efeito não seria verificado para os homens.

Contudo, conforme vimos anteriormente e sugere o trabalho conduzido por Kim (1985), características locais poderiam influenciar o diferencial de participação entre os gêneros no mercado de trabalho, afetando a probabilidade de o indivíduo ser economicamente ativo. Para verificar esta hipótese, na quarta coluna (Mod. 4) da Tabela 4.2, são incluídas variáveis características dos municípios. Os resultados estimados indicam que a média de anos de estudo, a parcela da mão de obra empregada no setor Agrícola e no Serviço Público não teriam efeito, estatisticamente significativo, sobre a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho. Entretanto, a parcela da mão de obra empregada no setor de Transformação teria um efeito positivo, ao nível de confiança de 1%, sobre as chances de o indivíduo ser economicamente ativo.

Tabela 4.3 - Efeitos marginais dos determinantes da participação dos indivíduos no mercado de trabalho (indivíduo representativo)

	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4
01 a 03 anos de estudo ^a	***0.0882 (0.0031)	***0.0882 (0.0030)	***0.0883 (0.0030)	***0.0884 (0.0028)
04 a 07 anos de estudo ^a	***0.1318 (0.0046)	***0.1318 (0.0044)	***0.132 (0.0044)	***0.1320 (0.0041)
08 a 10 anos de estudo ^a	***0.1779 (0.0037)	***0.1777 (0.0035)	***0.1779 (0.0035)	***0.1785 (0.0032)
11 a 14 anos de estudo ^a	***0.2513 (0.0040)	***0.2508 (0.0038)	***0.2509 (0.0038)	***0.2523 (0.0036)
15 anos ou mais de estudo ^a	***0.2770 (0.0051)	***0.2765 (0.0047)	***0.2765 (0.0049)	***0.2778 (0.0043)
Idade	***0.0414 (0.0010)	***0.0414 (0.0010)	***0.0414 (0.0010)	***0.0414 (0.0009)
Idade ²	***-0.0006 (0.0000)	***-0.0006 (0.0000)	***-0.0006 (0.0000)	***-0.0006 (0.0000)
Branco ^a	***-0.0434 (0.0027)	***-0.0438 (0.0025)	***-0.0438 (0.0025)	***-0.0462 (0.0027)
Mulher ^a	***-0.3609 (0.0067)	***-0.3610 (0.0060)	***-0.3724 (0.0059)	***-0.3725 (0.0058)
Migrante ^a	-0.0070 (0.0066)	-0.0074 (0.0063)	-0.0073 (0.0063)	-0.0080 (0.0063)
Casado ^a	***-0.0643 (0.0062)	***-0.0641 (0.0062)	***-0.0641 (0.0062)	***-0.0648 (0.0063)
Filhos menores de 06 anos ^a	***-0.0225 (0.0012)	***-0.0225 (0.0012)	***-0.0224 (0.0012)	***-0.0229 (0.0011)
Filhos entre 07 e 14 anos ^a	***-0.0067 (0.0013)	***-0.0066 (0.0013)	***-0.0065 (0.0013)	***-0.0071 (0.0014)
Região metropolitana ^a	0.0021 (0.0078)	-0.0024 (0.0071)	-0.0024 (0.0071)	-0.0018 (0.0076)
Nordeste ^a	0.0336 (0.0239)	0.0343 (0.0230)	0.0347 (0.0231)	*0.0387 (0.0213)
Sudeste ^a	***0.0867 (0.0247)	***0.0829 (0.0232)	***0.0834 (0.0233)	***0.0699 (0.0218)
Sul ^a	***0.1051 (0.0209)	***0.1066 (0.0202)	***0.1072 (0.0202)	***0.0995 (0.0191)
Centro-oeste ^a	***0.0767 (0.0216)	***0.0774 (0.0207)	***0.0778 (0.0208)	***0.0798 (0.0189)
População		0.0024 (0.0018)	-0.0021 (0.0030)	-0.0005 (0.0024)
Mulher x população			***0.0069 (0.0020)	***0.0069 (0.0020)
Média de anos de estudo				-0.0025 (0.0046)
Parcela no Setor Agrícola				-0.0009 (0.0014)
Parcela no Setor de Transformação				***0.0019 (0.0004)
Parcela no Serviço Público				0.1657 (0.2126)
Pred. P(y)	0.6956	0.6957	0.6955	0.6957
Log pseudolikelihood	-1727648	-1727419	-1726839	-1725537
Pseudo R ²	0.1885	0.1886	0.1889	0.1895
Número de observações			3335216	

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Erros-padrão robustos estimados entre parênteses.

(^a) dy/dx para um mudança discreta (de 0 para 1) na variável *dummy*.

A Tabela 4.3 traz os efeitos marginais dos fatores que determinam a participação dos indivíduos no mercado de trabalho brasileiro, estimados a partir dos resultados encontrados na Tabela 4.2. Os efeitos marginais de o indivíduo participar do mercado de trabalho são estimados a partir do indivíduo representativo da amostra tomado como: mulher que se declarou de cor/raça branca, não-migrante, com idade média de 33 anos, e educação formal de aproximadamente 7,8 anos, casada e sem filhos, residente em uma área metropolitana da região Sudeste, com média de quase dois milhões de habitantes.

Inicialmente, podemos confirmar que as estimativas dos efeitos marginais conservam os sinais das relações encontradas na Tabela 4.2. Como resultados principais, podemos ressaltar que a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho seria crescente com o acúmulo de educação formal, em relação ao grupo de referência (menos de um ano de estudo). Quantitativamente, indivíduos com um a três anos de estudo teriam um probabilidade 8,8% maior de serem economicamente ativos, em comparação ao grupo de controle. Do mesmo modo, os indivíduos que detêm de quatro a sete anos de estudo teriam 13,2% mais chances de ingressarem no mercado e de 17,8% para indivíduos com oito a dez anos de educação formal. Probabilidade que salta para 25,2% para os indivíduos que detenham de onze a quatorze anos de estudo e para 27,8% para aqueles com quinze anos ou mais de estudo.

Os indivíduos que se declararam de cor/raça branca teriam uma probabilidade em torno de -4,6% inferior de participarem do mercado de trabalho. Ao passo que, as mulheres teriam uma probabilidade até 37,2% inferior aos homens de serem economicamente ativas no mercado de trabalho, no período analisado. O casamento reduziria em até -6,5% as chances do indivíduo de ofertar mão de obra no mercado. Da mesma forma, a presença de filhos menores de 06 anos no domicílio reduziria em -2,3% as chances de o indivíduo participar do mercado, enquanto este percentual seria de -0,7% para a presença de filhos entre 07 e 14 anos. No tempo em que os habitantes das demais macro-regiões, em comparação a região Norte, teriam uma probabilidade até 9,9% maior de ofertarem mão de obra.

Conforme esperado, o efeito marginal da dimensão do mercado de trabalho sobre a probabilidade de o indivíduo comum ser economicamente ativo estimado não apresenta resultado significativo estatisticamente. Contudo, o efeito marginal estimado do termo de interação entre gênero e população sugere que para as mulheres o efeito do

tamanho do mercado de trabalho sobre as chances de ela ofertar mão de obra seriam de aproximadamente 0,7% para cada milhão de habitantes, acima da média aferida.

Desta feita, os resultados estimados até o momento sugerem que os fatores que influenciam a participação do indivíduo no mercado de trabalho podem atingir de maneira diversa homens e mulheres. De fato, a inserção de homens e mulheres no mercado trabalho vem acompanhada por custos de oportunidades diferentes entre os gêneros. A mulher, dado demais fatores, em geral, possui um custo de oportunidade maior do que o homem ao entrar no mercado de trabalho, seja por fatores culturais ou familiares, como casamento, presença de filhos, ou atribuição de tarefas domésticas. Esses custos de oportunidade diferentes, assim, poderiam sugerir modos de colocação no mercado de trabalho igualmente divergentes entre os gêneros.

Tendo em mente que os custos de oportunidade de participar do mercado de trabalho podem ser diferentes entre os gêneros, estimamos separadamente os determinantes da inserção de homens e mulheres no mercado. A tabela 4.4 apresenta os resultados do modelo *probit*, com erros-padrão robustos, estimados para homens e mulheres entre dezoito e sessenta e cinco anos, assim como os efeitos marginais para o indivíduo representativo de cada grupamento da amostra: mulher de quase 35 anos de idade, com média de oito anos de estudo, de cor/raça branca, casada e sem filhos, não-migrante, residente em uma área metropolitana da região Sudeste; e homem com idade média de 32 anos com média de oito anos de estudo, de cor/raça branca, casado e sem filhos, não-migrante, residente em uma área metropolitana da região Sudeste.

Primeiramente, através de um teste de máxima verossimilhança, verificamos a estabilidade dos parâmetros da equação (1) para os subgrupos de gênero da população, sob a hipótese nula que os parâmetros populacionais que determinam a probabilidade de ocupação no mercado de trabalho são estatisticamente iguais entre homens e mulheres. O resultado calculado para a estatística χ^2 , com vinte e dois graus de liberdade, é de 69917,23 o que nos levar a rejeitar a hipótese nula. Assim, a estratégia de estimar separadamente os determinantes de homens e mulheres ingressarem no mercado de trabalho se mostra adequada.

Tabela 4.4 - Determinantes da participação de homens e mulheres no mercado de trabalho (variável dependente: *dummy* economicamente ativo)

Variáveis	Homem		Mulher	
	Coefficientes	Efeito Marginal (dF/dx)	Coefficientes	Efeito Marginal (dF/dx)
01 a 03 anos de estudo	***0.3457 (0.0131)	***0.0583 (0.0019)	***0.2434 (0.0081)	***0.0964 (0.0031)
04 a 07 anos de estudo	***0.4962 (0.0155)	***0.0881 (0.0025)	***0.3733 (0.0112)	***0.1475 (0.0044)
08 a 10 anos de estudo	***0.5756 (0.018)	***0.0948 (0.0022)	***0.5794 (0.0119)	***0.2246 (0.0043)
11 a 14 anos de estudo	***0.6223 (0.0216)	***0.1047 (0.0029)	***0.8803 (0.0156)	***0.3352 (0.0054)
15 ou mais anos de estudo	***0.7303 (0.0376)	***0.0985 (0.0029)	***1.3125 (0.0350)	***0.4277 (0.0080)
Idade	***0.1089 (0.0037)	***0.0217 (0.0008)	***0.1212 (0.0017)	***0.0484 (0.0007)
Idade ²	***-0.0016 (0.0000)	***-0.0003 (0.0000)	***-0.0019 (0.0000)	***-0.0007 (0.0000)
Branco	***-0.0776 (0.0112)	***-0.0154 (0.0022)	***-0.1414 (0.0089)	***-0.0564 (0.0035)
Migrante	***0.1194 (0.0321)	***0.0224 (0.0056)	***-0.0956 (0.0136)	***-0.0381 (0.0054)
Casado	***0.5756 (0.0106)	***0.1205 (0.0028)	***-0.5713 (0.0205)	***-0.2246 (0.0078)
Filhos menores de 06 anos	***0.1104 (0.0042)	***0.0213 (0.0008)	***-0.2150 (0.0048)	***-0.0855 (0.0019)
Filhos entre 07 e 14 anos	0.0017 (0.0077)	0.0003 (0.0015)	***-0.063 (0.0070)	***-0.0251 (0.0028)
Região metropolitana	-0.0283 (0.0187)	-0.0056 (0.0037)	0.0032 (0.0263)	0.0013 (0.0105)
Nordeste	**0.1018 (0.0463)	**0.0196 (0.0086)	0.1204 (0.0786)	0.0480 (0.0312)
Sudeste	***0.2174 (0.0449)	***0.0442 (0.0093)	***0.2066 (0.0760)	***0.0823 (0.0302)
Sul	***0.2892 (0.0474)	***0.0504 (0.0072)	***0.3335 (0.0782)	***0.1313 (0.03)
Centro-oeste	***0.2901 (0.0462)	***0.0498 (0.0068)	***0.2197 (0.0758)	***0.0871 (0.0297)
População	**0.0073 (0.0033)	**0.0015 (0.0007)	***0.0133 (0.0041)	***0.0053 (0.0017)
Média de anos de estudo	-0.0164 (0.0132)	-0.0033 (0.0026)	0.0100 (0.0154)	0.0040 (0.0061)
Parcela no Setor Agrícola	*0.0064 (0.0039)	*0.0013 (0.0008)	-0.0067 (0.0052)	-0.0027 (0.0021)
Parcela no Setor de Transformação	***0.0067 (0.0011)	***0.0013 (0.0002)	***0.0057 (0.0014)	***0.0023 (0.0006)
Parcela no Serviço Público	-0.0566 (0.5630)	-0.0113 (0.1124)	0.8099 (0.7098)	0.3231 (0.2832)
Constante	***-1.5014 (0.1278)		***-2.2542 (0.1425)	
Pred. P(y)		0.8803		0.5001
Pseudo R ²	0.1014		0.1493	
Log pseudolikelihood	-557135.2		-1075382.6	
Número de observações	1511464		1823752	

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Erros-padrão robustos estimados entre parênteses. ^(a) dF/dx para um mudança discreta (de 0 para 1) na variável *dummy*.

O efeito da educação formal sobre a probabilidade tanto de homens e mulheres ofertarem mão de obra apresenta o resultado comumente encontrado na literatura empírica. Sendo que o impacto do acúmulo de educação formal sobre as chances de as mulheres participarem do mercado de trabalho seriam, estatisticamente, maiores do que entre os homens. Entre os homens, aqueles com menos de três anos de estudo teriam uma probabilidade 5,8% maior de integrar o mercado de trabalho que aqueles com menos de um ano de educação formal. Este percentual sobe para 8,8% para indivíduos com quatro a sete anos de educação. Os demais subgrupos com maiores níveis de educação formal teriam incrementos na probabilidade de participação, apesar de estatisticamente diferentes entre si, muito próximas. Por exemplo, homens que detinham de oito a dez anos de estudo teriam uma probabilidade 9,5%, enquanto aqueles com mais de quinze anos de estudo este percentual seria 9,8%.

O mesmo fenômeno não se verifica entre as mulheres, onde o acúmulo de educação formal parece influir sensivelmente na probabilidade destas ingressarem no mercado de trabalho. As chances de a mulher participar do mercado de trabalho cresceriam em torno de 9,6% para aquelas que detêm entre um e três de anos de estudo, enquanto entre os homens este percentual é de apenas 5,8%. Esta diferença seria maior para aqueles indivíduos com quinze anos ou mais de estudo, quando comparados aos indivíduos com menos um ano de estudo, os homens teriam uma probabilidade 9,8% maior de serem economicamente ativos, enquanto entre as mulheres esta probabilidade seria 42,8% superior. Logo, os resultados estimados sugerem que entre as mulheres a educação formal seria um fator relevante para determinar participação no mercado de trabalho, compatível com o maior nível de educação detida pelas mulheres em geral.

Assim como anteriormente, a experiência no mercado de trabalho, tendo a idade como *proxy*, apresenta o resultado esperado *a priori* e teriam uma relação não-linear com a probabilidade de o homem e a mulher ofertarem mão de obra. O teste para a igualdade do coeficiente estimado nas duas regressões rejeita a hipótese nula que o efeito da experiência sobre a probabilidade de o indivíduo integrar o mercado de trabalho seria igual entre os gêneros. Assim, entre as mulheres o impacto da experiência no mercado de trabalho sobre as chances de ela ser economicamente ativa seriam maiores (4,8%) do que entre os homens (2,2%), o que pode estar relacionado às

interrupções na carreira laboral mais freqüente entre as mulheres (Altonji e Blank, 1999).

Ao analisarmos cor/raça, os coeficientes estimados para as mulheres mimetizam os resultados para a população em geral. Quantitativamente, mulheres que se declararam de cor/raça branca teriam uma probabilidade 5,6% menor de ingressarem no mercado no período em relação às mulheres de outra cor/raça, enquanto os homens que se declararam de cor/raça branca teriam uma probabilidade 1,5% menor de participarem do mercado de trabalho.

Diferente do resultado para o conjunto da população que não se mostrou estatisticamente significativo, a mobilidade espacial para as mulheres teriam um efeito negativo sobre sua inserção no mercado de trabalho. Em consonância com os resultados de LeClere e McLaughlin (1997), entre as mulheres, a migração reduziria em até 3,8% a probabilidade de estas ingressarem no mercado de trabalho, quando comparadas às mulheres não-migrantes do mercado local. Da mesma forma, mulheres casadas também participariam menos do mercado de trabalho que mulheres solteiras. O coeficiente encontrado indica que as mulheres casadas teriam uma probabilidade 22,5% menor de estarem no mercado de trabalho do que as mulheres não casadas. Estes resultados combinados parecem corroborar a hipótese inicialmente formulada por Sandell (1977) e Mincer (1978), segundo a qual restrições espaciais influenciam negativamente a participação e os retornos das mulheres casadas no mercado de trabalho.

No sentido oposto, pelos resultados estimados, a migração e o casamento teriam um efeito positivo sobre a probabilidade de o homem ingressar no mercado de trabalho, em relação ao homem não-migrante da localidade de destino e ao homem não casado, respectivamente. O efeito marginal medido indica que a probabilidade do homem ser economicamente ativo cresceria em 2,2% com a migração, comparado aos não migrantes. Da mesma forma, o casamento parece estar positivamente relacionado aumentando a participação destes no mercado. De fato, o casamento teria um efeito marginal estimado elevando em quase 12% as chances de o homem ofertar mão de obra, contra um indivíduo não casado. Resultado divergente (estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%) ao encontrado para as mulheres que seriam penalizadas com a migração e casamento, que reduziriam suas chances de entrar no mercado de trabalho.

Seguindo a idéia de que restrições familiares reduziriam a participação da mulher no mercado, verificamos que a presença de filhos menores de 06 de idade, e

ainda fora da idade escolar padrão, tem um efeito relevante sobre as chances de participação da mulher. De fato, a presença destas crianças decai em -8,5% a probabilidade de a mulher encontrar-se no mercado de trabalho, enquanto filhos de 07 a 14 anos reduzem em -2,5% as chances de as mulheres serem economicamente ativas. Entre os homens a presença de filhos menores de 06 anos de idade eleva a probabilidade de participação no mercado de trabalho, enquanto reduz a probabilidade para as mulheres. A probabilidade de um homem com filhos menores de 06 anos serem economicamente ativos é 2,1% superior as chances de um homem sem filhos no mesmo período. Ao analisarmos a presença de filhos em idade escolar, verifica-se que o coeficiente estimado não é estatisticamente significativo. Isto sugere que para estes, ao contrário do efeito para as mulheres, não afetariam a probabilidade de o homem ingressar no mercado de trabalho. Assim, os resultados estimados sugerem que os efeitos da presença de filhos sobre a participação sobre as mulheres seriam mais pronunciados.

A localização em áreas metropolitanas parece não ter um efeito tão relevante para homens e mulheres em comparação àquelas que residem em outras áreas urbanas, com o coeficiente estimado, em ambos os casos, não significativo ao nível de confiança padrão. Ademais, do mesmo modo, os testes estatísticos indicam que as macro-regiões teriam efeitos similares sobre a probabilidade de homens e mulheres estarem no mercado de trabalho. Desta forma, os resultados sugerem que não haveria um diferencial significativo entre as mulheres da região Norte e Nordeste na probabilidade de participarem do mercado de trabalho. Entretanto, nas demais macro-regiões os indivíduos teriam maiores chances de ofertarem mão de obra, conforme esperado, quando comparados àqueles residentes na região Norte.

Os coeficientes estimados para a média de anos de estudo dos municípios e a parcela de mão de obra empregada no setor Público não apresentaram resultados estatisticamente significativos, tanto para homens como para mulheres. Logo, os coeficientes estimados sugerem que estes fatores não influiriam diretamente sobre a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho no período analisado, o que não se repete para a parcela ocupada no setor Agrícola. Entre os homens, um incremento de um ponto percentual na parcela ocupada no setor Agrícola implicaria em um discreto ganho de 0,1% na probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho, enquanto entre as mulheres este efeito não seria estatisticamente significativo.

Ademais, esta diferença entre os parâmetros estimados seriam estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%. Ao analisarmos a parcela ocupada no setor de Transformação, verificamos que um aumento de um ponto percentual desta importaria em um incremento de 0,1% e 0,2%, respectivamente, sobre as chances de homens e mulheres ingressarem no mercado de trabalho. Todavia, este efeito seria estatisticamente indistinto entre homens e mulheres.

Os impactos das aglomerações urbanas sobre a probabilidade de o indivíduo participar do mercado, especialmente a possível diferença destes entre os gêneros, como já mencionamos, são capturados pela dimensão populacional de cada localidade inserida na equação estimada. Inicialmente, os coeficientes estimados para esta variável na Tabela 4.4, para homens e mulheres, são estatisticamente diferentes, com estatística χ^2 calculada de 6,76 e nível de significância de 1%. Os efeitos das aglomerações urbanas sobre as chances de o homem ingressar no mercado de trabalho é estimado em 0,15% para um aumento de um milhão de habitantes. Para as mulheres, ao nível de significância de 1%, o impacto de um incremento de um milhão de habitantes seria de 0,53% sobre a probabilidade de ela participar do mercado de trabalho.

Uma forma de visualizarmos melhor os efeitos das aglomerações urbanas sobre a probabilidade de homens e mulheres serem economicamente ativos está em tomarmos os valores médios preditos, calculados a partir das equações estimadas na Tabela 4.4, para cada *quantil* da distribuição da amostra a partir do tamanho da população. Assim, a Figura 4.2 traz a média dos valores preditos para a participação no mercado de trabalho para homens e mulheres e a diferença entre estes por *quantis* da população. A média do valor predito da participação do homem no mercado de trabalho, a exceção de uma redução nos sexto e sétimo *quantis*, se mantém praticamente estável em torno de 0,87 nos demais. Entre as mulheres, apesar de uma redução também no sexto *quantil*, o valor predito médio é crescente, variando de 0,47 no primeiro *quantil* para 0,55 no último *quantil*. A diferença entre os valores médios preditos, conseqüentemente, decai para os últimos *quantis*: no primeiro *quantil* a diferença entre as médias é de 0,4 diminui para 0,32 no último *quantil*.

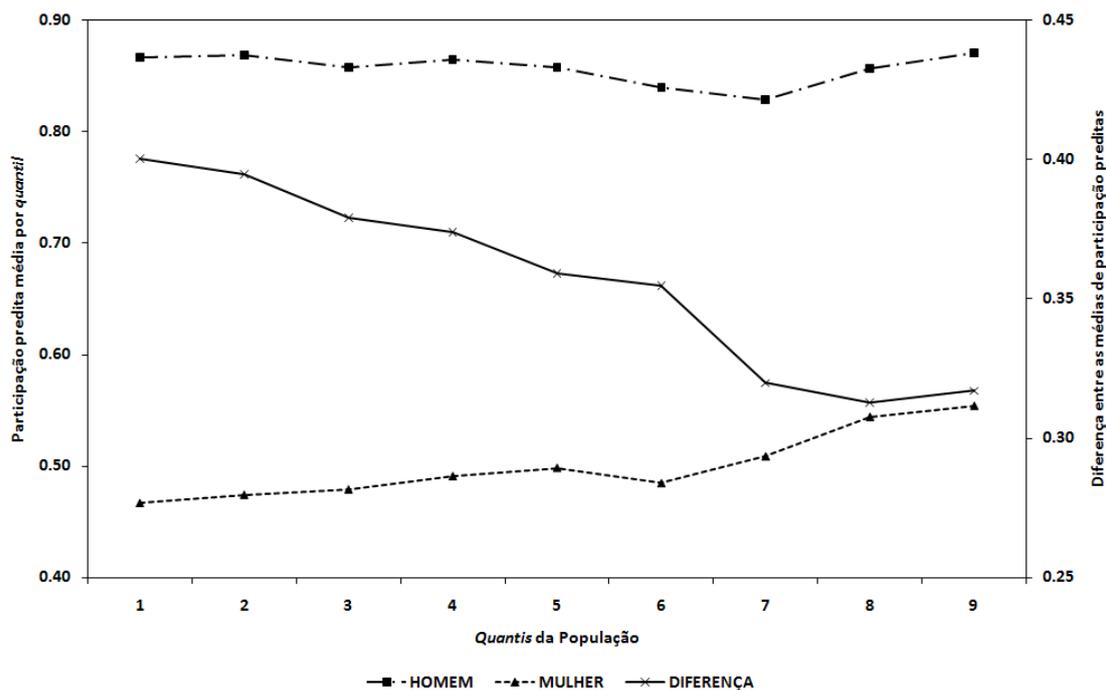


Figura 4.2 - Média da participação predita para homens e mulheres por *quantis* da população. Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Portanto, a dimensão do mercado de trabalho parece ter um efeito maior entre as mulheres (0,5%) ofertarem mão de obra do que entre os homens (0,1%). Este resultado pode ser fundado numa maior mobilidade espacial do homem na busca de oportunidades de emprego, em comparação a mulheres, especialmente as casadas. Destarte, a incidência, maior para as mulheres da importância da dimensão do mercado de trabalho sobre a probabilidade de o indivíduo ser economicamente ativo parece corroborar o painel do diferencial de participação entre os gêneros apresentado pelas cidades brasileiras. Neste, a participação relativa das mulheres no mercado de trabalho está positivamente relacionada com o número de habitantes da cidade, seja pela menor mobilidade espacial ou pelo aproveitamento dos efeitos de aglomeração. Deste modo, corroborando o resultado estimado por Phimister (2005), o efeito da dimensão populacional sobre a probabilidade de o indivíduo participar do mercado de trabalho no período analisado seria superior e estatisticamente significativo para as mulheres quando comparadas com os homens.

5. O PAPEL DO TAMANHO DO MERCADO DE TRABALHO NA DETERMINAÇÃO DO DIFERENCIAL DE SALÁRIOS ENTRE OS GÊNEROS NAS CIDADES BRASILEIRAS

5.1 Introdução

A hipótese de discriminação é largamente utilizada na literatura econômica para explicar o diferencial de salário entre os gêneros no mercado de trabalho que persiste aos controles para as características observáveis dos indivíduos. Assim, indivíduos que possuem as mesmas características pessoais (anos de estudo, experiência, idade, etc.) e, por hipótese, a mesma produtividade perceberiam rendimentos diferentes no mercado de trabalho em função da existência de empregadores que seriam menos propensos a contratar trabalhadores pertencentes a certos grupos, por exemplo, a certo gênero ou cor/raça.

Dentro desta perspectiva, Weichselbaumer e Winter-Ebmer (2005), em um estudo sobre a literatura internacional do diferencial de salário entre gêneros, revisaram mais de 260 artigos publicados, para mais 63 países, ao longo de trinta anos. Os autores estimaram que o diferencial de salários ao redor do mundo declinou de cerca de 65%, em 1960, para 30% nos anos noventa, do século passado. Eles atribuem este fato ao desenvolvimento do mercado de trabalho para as mulheres que acumularam mais educação, experiência e adequação ao trabalho. Contudo, os resultados das estimações para discriminação do mercado de trabalho (ou diferencial não explicado) não trariam um resultado tão promissor, já que a parte não explicada do diferencial de salários entre homens e mulheres não teria declinado nas últimas décadas.

No Brasil, a investigação do diferencial de rendimentos entre os gêneros ganhou força nos anos noventa e também se utiliza da hipótese de discriminação no mercado de trabalho. Cavalieri e Fernandes (1998), por exemplo, investigaram de maneira descritiva o diferencial de salários, por gênero e cor, entre as regiões metropolitanas brasileiras, com base nos dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios de 1989. O artigo demonstra que mesmo controlando para características individuais, em média, tanto os salários dos homens são superiores ao salário das mulheres (da ordem de 59,38%), como o diferencial entre cor/raça seria elevado (da ordem de 26,30%). Entre as regiões

metropolitanas, aquela com o maior diferencial entre gêneros seria a Região Metropolitana de Belém, quase duas vezes superior ao menor diferencial entre as regiões metropolitanas (Rio de Janeiro).

Assim, cidades maiores parecem apresentar um menor diferencial de salários entre gêneros que centros urbanos menores. Esta relação estaria fundada em dois argumentos. Primeiro, mercados mais amplos atenuariam as dificuldades de *match* no mercado de trabalho devidos à mobilidade espacial, característica mais regularmente presente para as mulheres que para os homens. Segundo, a extensão do mercado e a presença de economias de aglomeração (interação) trariam menores prejuízos decorrentes da intermitência no mercado de trabalho (*turnover*; por exemplo, Card, 1999).

Deste modo, frente à ausência de trabalhos empíricos que investiguem a correlação entre a dimensão do mercado de trabalho e o diferencial de rendimentos entre os gêneros e os efeitos deste sobre a participação relativa das mulheres no mercado de trabalho, conforme vistos no capítulo anterior, este capítulo propõe-se a investigar a existência de um efeito de tamanho de escala nos municípios brasileiros sobre os salários e verificar se estes difeririam entre os retornos de homens e mulheres no mercado de trabalho, o que contribuiria para o diferencial de salário entre os gêneros.

Além desta introdução, este capítulo compõe-se de mais quatro seções. Na seção seguinte, uma breve explanação teórica revisa os micro-fundamentos para a existência de economias de aglomeração, apresentados no Capítulo 2, e verifica as evidências iniciais para as cidades brasileiras. Na terceira seção, através de mínimos quadrados ordinários e de modelos para correção do viés de seleção amostral, investiga-se a potencial contribuição do tamanho do mercado de trabalho sobre os diferenciais de salários entre gêneros para as cidades brasileiras. A seção 5.4 apresenta a decomposição do diferencial de salário entre homens e mulheres a partir da metodologia proposta por Jann (2008). A seguir, na última seção são reunidas as principais conclusões deste capítulo.

5.2 Aglomerações urbanas e retornos no mercado de trabalho

Os retornos crescentes seriam a única maneira teórica de conciliar o crescimento das aglomerações urbanas com ganhos de comércio. De fato, sem retornos crescentes à

aglomeração, a pressão da maior demanda sobre os custos dos fatores, notadamente sobre a terra, aliado aos custos de congestionamento e as desamenidades, tornariam pouco provável a existência de grandes cidades (Duraton e Puga, 2004).

Conforme relatam Duraton e Puga (2004), a busca dos micro-fundamentos econômicos destes ganhos de aglomeração é antiga no debate econômico. Marshall (1890), discutindo as fontes destas economias de aglomeração, assevera que elas poderiam surgir de interações no mercado de trabalho, por ligações mais próximas entre ofertadores de produtos intermediários e finais e por externalidades geradas pelo acúmulo de conhecimento. Dentro desta perspectiva, os efeitos do crescimento dos centros urbanos sobre os rendimentos de seus trabalhadores no mercado de trabalho é um fato que suscita um intenso debate atual.

Diferentes estudos, por exemplo, Glaeser e Maré (1994); Yankow (2006) e Wheeler (2006), enumeram diversas teorias, por vezes competitivas, que poderiam ajudar a explicar a existência de retornos crescente à aglomeração nos centros urbanos. A primeira hipótese trata o diferencial como reflexo de um fenômeno nominal, onde o custo de vida mais elevado de habitar em grandes cidades seria compensado nos rendimentos dos trabalhadores. Assim, na presença de variáveis que capturassem adequadamente os diversos custos de vida dos centros urbanos, o prêmio à aglomeração não seria estatisticamente significativo. Entretanto, o adicional sobre os rendimentos dos trabalhadores dos centros urbanos que persistisse à inclusão deste controle estaria, provavelmente, ligado ao nível agregado de capital humano ou aos diferenciais de produtividade entre os trabalhadores urbanos e não-urbanos.

Outra explicação reside na hipótese que cidades maiores atrairiam, demandariam e reteriam trabalhadores mais qualificados (ou habilidosos) do que cidades menores, e que estas características não estariam diretamente correlacionadas às variáveis observáveis dos indivíduos (Yankow, 2006). Assim, teríamos uma auto-seleção entre os trabalhadores mais habilidosos e os grandes centros urbanos, onde estes seriam atraídos para centros onde suas habilidades seriam mais bem empregadas e recompensadas, conseqüentemente, estimulando o crescimento destas cidades. Uma terceira hipótese sugere que os trabalhadores empregados em grandes centros urbanos seriam mais produtivos que seus contrapartes em centros menores ou em áreas não-urbanas. Este ganho de produtividade estaria fundado em economias de aglomeração proporcionadas pela melhor alocação dos fatores, redução dos custos de transporte, aproximação de

ofertadores e demandantes e a transmissão de *know-how* entre as empresas localizadas na região.

A presença de retornos crescentes ao nível de capital humano agregado em cada localidade é, por hipótese, outra fonte do diferencial entre os salários dos trabalhadores em grandes cidades e de pequenas cidades. Esta externalidade surgiria da interação entre os indivíduos acelerando o crescimento do capital humano individual e estas interações cresceriam com o aumento da população (Glaeser, 1999). Ademais, as grandes aglomerações urbanas facilitariam os intercâmbios entre os trabalhadores e as firmas, melhorando assim, a adequação entre as habilidades dos indivíduos e suas ocupações. Desta forma, dado que a distribuição de rendimentos no mercado de trabalho seja conhecida, embora não a distribuição dos salários ofertados, o indivíduo maximizaria seus retornos esperados ao buscar trabalho considerando o custo e benefício marginal de buscar uma nova oferta de trabalho. Logo, o benefício marginal em buscar novas ofertas seria função da distribuição de salários e da taxa de ofertas de ocupação. Portanto, a busca por trabalho em grandes cidades seria vantajosa, basicamente, por duas razões. Primeiro, pelo maior número e pela maior diversidade de postos de trabalho abertos em um dado período, o que incrementaria a probabilidade de o indivíduo encontrar uma oferta compatível com suas qualificações, e seu salário de reserva. Segundo, uma densidade maior de oferta de trabalho e uma distribuição geográfica mais restrita reduziriam o tempo e os custos de locomoção despendidos na busca de oportunidades de trabalho (Yankow, 2006; Wheeler, 2006).

Uma vez que as mulheres teriam menor disposição em migrar, os resultados sobre seus rendimentos seriam, em geral, menos vantajosos que os encontrados pelos homens, especialmente entre as mulheres casadas (Sandell, 1977; Mincer, 1978). De fato, Van Ham e Büchel (2004) encontram que condições desfavoráveis do mercado de trabalho local desencorajariam as mulheres em ofertar mão de obra, tais como altas taxas de desemprego ou pequena provisão de serviços de creche e pré-escola. Assim, mercados de trabalho mais dinâmicos e/ou maiores tenderiam a beneficiar proporcionalmente mais as mulheres, em comparação aos homens, pela possibilidade de um *match* mais adequado. Do mesmo modo, dado que as mulheres teriam mais interrupções em suas carreiras (*turnovers*), entrando e saindo do mercado de trabalho com maior frequência do que os homens, maiores aglomerações urbanas mitigariam os efeitos negativos sobre os rendimentos destas ao retornarem ao mercado. Este efeito se

daria tanto pela diversidade e quantidade de ocupações disponíveis em mercados mais amplos, como pela maior interação entre os agentes no mercado que possibilitaria uma busca mais ampla de oportunidades de ocupação para as mulheres.

5.3 A dimensão do mercado de trabalho e o diferencial de rendimentos entre os gêneros nos municípios brasileiros

5.3.1 Evidências iniciais

Uma forma bastante simples de iniciarmos a investigação de nossa hipótese é verificarmos se os salários observados e a dimensão do mercado de trabalho, medido pelo tamanho populacional, estariam correlacionados nos municípios brasileiros. A Figura 5.1 apresenta a média do salário-hora predito⁶ e a dimensão populacional de cada localidade, com base nos micro-dados do Censo 2000. O gráfico nos mostra, claramente, uma correlação positiva entre o tamanho do município e o nível de salários de seus indivíduos ocupados: quanto maior o mercado de trabalho do município analisado maiores os rendimentos esperados dos indivíduos ocupados. Quantitativamente, a correlação estimada entre a média do salário-hora predito para os municípios brasileiros (entre cem mil e um milhão e meio de habitantes) e a dimensão populacional de cada localidade, estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%, é da ordem de 0,1238.

⁶ A média dos rendimentos de cada município foi tomada a partir do valor predito dos rendimentos dos indivíduos ajustados para o nível de capital humano (anos de estudo, idade, idade ao quadrado), características demográficas e familiares (cor/raça, gênero, migração, estado civil, presença de filhos) e por tipo de ocupação e ramo de atividade.

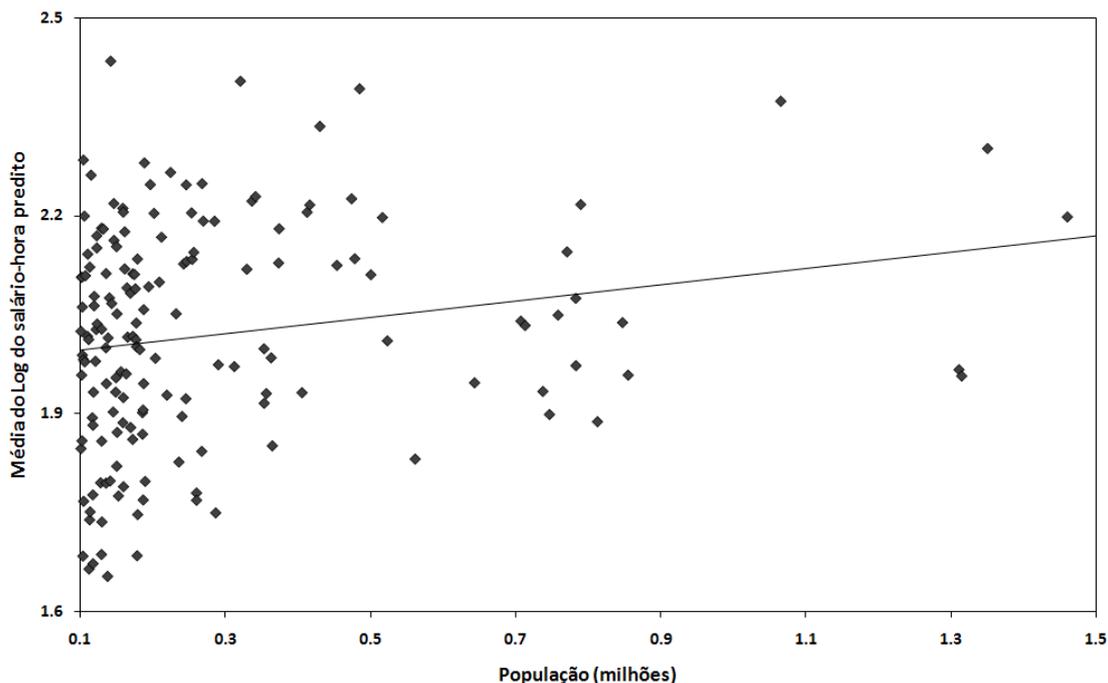


Figura 5.1 - Correlação entre salário-hora médio (log) ajustado e a população nos municípios brasileiros entre 100 mil e 1,5 milhão de habitantes. Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Contudo, conforme visto, diversos estudos têm apontado que as economias de aglomeração podem ter magnitudes diferentes sobre homens e mulheres. Ofek e Merrill (1997) estimaram que 17% do diferencial de salários entre os homens e as mulheres, nos Estados Unidos, poderia ser atribuído ao tamanho dos mercados, num sentido mais estrito, ligados à baixa mobilidade espacial imposta às mulheres por restrições familiares (casamento, filhos, etc.), ou seja, o diferencial de salários entre os gêneros estaria negativamente relacionado ao tamanho dos mercados de trabalho locais. Na mesma linha, Phimister (2005), através de dados em painel para o Reino Unido, controlando para características observáveis e não-observáveis dos indivíduos, encontra um significativo diferencial nos retornos à aglomeração sobre os rendimentos de homens e mulheres.

De fato, igualmente para o caso brasileiro, se tomarmos a média do salário-hora predito para os homens, dividido pela média do salário-hora predito para as mulheres em cada município e confrontarmos com o tamanho da população de cada cidade veremos que estes seriam negativamente relacionados, da ordem de $-0,01597$ (significativo ao nível de confiança de 5%), conforme Figura 5.2.

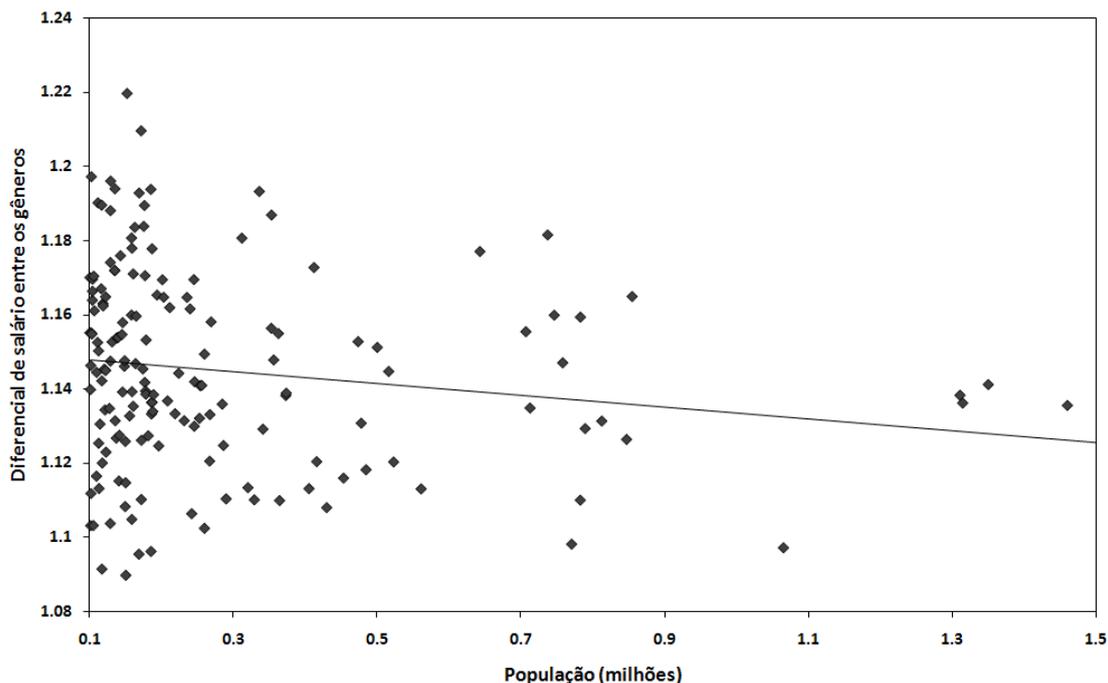


Figura 5.2 - Correlação entre o diferencial de salários entre os gêneros nos municípios brasileiros entre de 100 mil e 1,5 milhão de habitantes. Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Portanto, a partir de uma relação inversa, os dados sugerem que em municípios com mercados de trabalho mais amplos as mulheres teriam rendimentos relativamente melhores do que em mercados mais restritos, por hipótese, advindos da aglomeração urbana. Entretanto, características locais, o nível de capital humano agregado ou os custos de oportunidade de ingressar no mercado de trabalho podem estar correlacionados ao resultado sugerido pela Figura 5.2. Na próxima subseção, pois, tal investigação é aprofundada.

5.3.2 Evidências econométricas

Conforme vimos anteriormente, existe uma vasta literatura econômica que relaciona os determinantes da existência de retornos crescentes às aglomerações urbanas. Contudo, pouca atenção vem sendo despendida aos seus impactos sobre os rendimentos no mercado de trabalho ou a sua provável influência na determinação do diferencial de rendimentos entre homens e mulheres, especialmente para o Brasil. Logo, partindo das evidências apresentadas na seção anterior, a seguir estimamos os retornos à aglomeração nos municípios brasileiros e sua incidência sobre homens e mulheres no mercado de trabalho.

Inicialmente, para verificarmos a presença de retornos positivos às aglomerações sobre os rendimentos dos indivíduos ocupados, estimamos o seguinte modelo econométrico:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \delta_n CID_{in} + \theta_1 POP_i + \theta_2 MPOP_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Onde, $\ln W_i$ refere-se ao logaritmo natural do salário-hora apreendido pelo indivíduo i ; o vetor X_{1i} abrange as características observáveis relacionadas ao capital humano (anos de estudo, idade e idade ao quadrado como *proxies* para experiência), características familiares (estado civil, presença de filhos), demográficas (cor/raça, gênero, migração e local de residência) e do ramo de atividade e tipo de ocupação do indivíduo i ; e β_1 é o vetor de parâmetros a ser estimado; o vetor denominado CID_{in} traz as características da cidade onde reside o indivíduo i , como a média anos de estudo da população e da parcela ocupada no Setor de Transformação, enquanto δ_n indica os parâmetros desconhecidos. O vetor ε_i representa o termo de erro da regressão que, por hipótese, tem média igual a zero e variância constante.

O impacto do tamanho do mercado de trabalho local que afeta igualmente homens e mulheres será dado pelo coeficiente estimado θ_1 , ligado à variável exógena POP_i , enquanto o parâmetro estimado para o termo de interação entre a dimensão da população e as mulheres $MPOP_i$ (θ_2) revelará o impacto específico do tamanho do mercado local para as mulheres. Compensação a diferenciais de salários provocados por maiores custos de vida associados ao tamanho da população local (transporte, alimentação, poucas amenidades, etc.), além de ganhos gerados pelo acúmulo de capital humano, que impactam indistintamente entre homens e mulheres sugerem um resultado *a priori* positivo para o coeficiente estimado θ_1 . Assim, qualquer efeito adicional ligado a presença de retornos à aglomeração ligados especificamente as mulheres no mercado de trabalho será capturado pelo termo de interação.

A Tabela 5.1 apresenta os resultados estimados para a equação (1) por mínimos quadrados ordinários e com correção para o viés de seleção da amostra pelo modelo de Heckman (1979), que considera os custos de oportunidade do indivíduo ingressar no mercado de trabalho⁷. Na primeira coluna (Mod. 1) da Tabela 5.1, encontramos os resultados estimados, por mínimos quadrados ordinários, para a equação (1).

⁷ Os resultados para a equação de seleção do modelo de Heckman (1979) são apresentados na Tabela A.3, constante no Apêndice.

Tabela 5.1 - Efeito das aglomerações urbanas sobre os rendimentos no mercado de trabalho (variável dependente: *log do salário-hora*)

	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4	Mod. 5
Anos de estudo	***0.1159 (0.0001)	***0.1275 (0.0004)	***0.1396 (0.0005)	***0.1407 (0.0005)	***0.1554 (0.0005)
Idade	***0.0707 (0.0003)	***0.0921 (0.0008)	***0.1158 (0.0008)	***0.1178 (0.0008)	***0.1459 (0.0010)
Idade ²	***-0.0007 (0.0000)	***-0.001 (0.0000)	***-0.0013 (0.0000)	***-0.0013 (0.0000)	***-0.0017 (0.0000)
Branco	***0.1820 (0.0011)	***0.1785 (0.0011)	***0.1692 (0.0012)	***0.1688 (0.0012)	***0.1473 (0.0015)
Mulher	***-0.2612 (0.0011)	***-0.4235 (0.0056)	***-0.6071 (0.0059)	***-0.6428 (0.0061)	***-0.8633 (0.0070)
Casamento	***0.1315 (0.0011)	***0.1244 (0.0012)	***0.1204 (0.0013)	***0.1198 (0.0013)	***0.1122 (0.0015)
Migrante	***0.1188 (0.0024)	***0.1182 (0.0024)	***0.111 (0.0026)	***0.1115 (0.0026)	***0.1089 (0.0031)
Região metropolitana	***0.1205 (0.0012)	***0.1128 (0.0012)	***0.0469 (0.0014)	***0.0461 (0.0014)	***0.0254 (0.0017)
Nordeste	***-0.1668 (0.0026)	***-0.1498 (0.0028)	***-0.1193 (0.0030)	***-0.1172 (0.0030)	***-0.0730 (0.0035)
Sudeste	***0.1866 (0.0025)	***0.2331 (0.0030)	***0.2381 (0.0032)	***0.2427 (0.0032)	***0.2126 (0.0037)
Sul	***0.0897 (0.0028)	***0.1539 (0.0036)	***0.2478 (0.0039)	***0.2548 (0.0039)	***0.2264 (0.0045)
Centro-oeste	***0.1359 (0.0030)	***0.1894 (0.0036)	***0.2622 (0.0038)	***0.2679 (0.0039)	***0.3286 (0.0045)
População			***0.0288 (0.0002)	***0.0251 (0.0003)	***0.0241 (0.0003)
Mulher x população				***0.0095 (0.0003)	***0.0115 (0.0004)
Média de anos de estudo do município					***0.0744 (0.0011)
Parcela ocupada no Setor de Transformação					***0.0085 (0.0001)
Tipo de ocupação	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
Ramo de atividade	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>Constante</i>	***-0.6632 (0.0071)	***-1.2902 (0.0224)	***-1.9608 (0.0235)	***-2.0147 (0.0237)	***-3.4683 (0.0286)
<i>Lambda</i>		***0.2819 (0.0095)	***0.5959 (0.0100)	***0.6217 (0.0101)	***0.9931 (0.0114)
R ² ajustado	0.4798				
Prob > Chi ²		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Número de observações	1713128	3334301	3334301	3334301	3334301

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Erros-padrão estimados entre parênteses. Regressões ajustadas para tipos de ocupação (carteira assinada e servidor público) e ramos de atividade (Setor Agrícola e Extrativo; Indústrias de Transformação; Construção; Comércio e Serviços Pessoais; Serviços financeiros, etc.; Administração Pública e Serviços Sociais; Outros Serviços).

Primeiramente, pelos resultados estimados por mínimos quadrados ordinários (Mod. 1), podemos constatar que o retorno sobre os rendimentos de um ano adicional de estudo apresenta o sinal e a magnitude esperados *a priori*. De acordo com o coeficiente estimado cada ano adicional de educação teria um impacto de 11,6% sobre os rendimentos do trabalhador. Da mesma forma, os parâmetros estimados para as *proxies* de experiência no mercado de trabalho (idade e idade ao quadrado) apresentam os resultados esperados. Cada ano de experiência no mercado importaria num acréscimo de 7,1% sobre os rendimentos. Contudo, estes rendimentos seriam decrescentes com o acúmulo de anos de experiência.

Indivíduos que se declararam de cor/raça branca teriam rendimentos superiores da ordem de quase 18,2%, quando comparados a indivíduos de outra cor/raça com nível de capital humano, características familiares e demográficas similares. De maneira similar, o coeficiente estimado para o diferencial de salário entre os gêneros apresenta resultado negativo e estatisticamente significativo. Assim, as mulheres teriam um diferencial de salários, quando comparadas aos homens com mesmo nível de capital humano e demais características semelhantes, de mais de 26,1% sobre os rendimentos. Ao passo que, os indivíduos casados teriam um ganho de 13,1% sobre os rendimentos no mercado de trabalho, em relação aos indivíduos solteiros ou divorciados.

Ademais, pelos coeficientes estimados, os indivíduos que migraram nos últimos quatro anos deteriam um adicional sobre seus rendimentos de mais de 11,8% quando comparados aos indivíduos ocupados do local de destino com características semelhantes. O resultado é compatível com os estudos de Santos Júnior, *et al* (2005) e Silva e Silveira Neto (2005) que encontraram evidências de que o migrante interestadual brasileiro seria positivamente selecionando e que ganharia mais, em média, tanto em relação aos não migrantes do estado de origem, como em relação aos não migrantes que são seus conterrâneos. Desta forma, o controle para a migração dos indivíduos forneceria uma *proxy* para o controle parcial de habilidades não observáveis dos indivíduos, que seria uma das fontes das economias de aglomerações nas cidades.

Pelo resultado estimado para a variável *dummy* de residência em áreas metropolitanas, podemos concluir que os indivíduos ocupados no período que moravam em uma das regiões metropolitanas teriam um ganho sobre seus rendimentos de 12% quando comparados aos residentes em outros aglomerados urbanos não-metropolitanos. Ademais, os indivíduos ocupados na região Nordeste teriam rendimentos, em média,

quase 16,7% inferiores aos indivíduos ocupados na região Norte (grupo de referência). Por outro lado, os indivíduos ocupados que residiam na região Sudeste teriam, em geral, rendimentos 18,6% superiores aos trabalhadores na região Norte. Do mesmo modo, os indivíduos ocupados nas regiões Centro-oeste (13,6%) e Sul (8,9%) receberiam salários mais elevados que aqueles da região Norte.

Ao estimarmos a equação (1), agora considerando o custo de oportunidade de o indivíduo ingressar no mercado de trabalho (Mod. 2), por meio do modelo de Heckman (1979), encontramos sensíveis alterações em alguns dos coeficientes estimados. Os retornos à educação e à experiência no mercado de trabalho apresentam um aumento no coeficiente estimado, quando comparados aos resultados estimados por mínimos quadrados ordinários, chegando agora a 12,7% e 9,2%, respectivamente, sugerindo que os resultados estimados por mínimos quadrados ordinários possam estar subestimados. Outra sensível alteração está no diferencial de salário entre os gêneros, que salta para -42,3% aos consideramos os custos de oportunidade dos indivíduos. Do mesmo modo, os coeficientes estimados para o diferencial de rendimentos para as regiões metropolitanas e para as macro-regiões sofrem pequenas alterações.

Assim, podemos voltar nossa atenção para os efeitos da dimensão do mercado de trabalho sobre os rendimentos de homens e mulheres. Na segunda coluna (Mod. 3) da Tabela 5.1, verificamos que cada incremento de um milhão de habitantes na população do município implicaria uma elevação de 2,9%, em média, dos salários de seus indivíduos ocupados. Confirmando, portanto a hipótese de retornos positivos à dimensão do mercado de trabalho, sejam devidos a compensação de custos de vida mais elevados ou a ganhos de produtividades advindos de economias de aglomeração. Neste sentido, a inclusão da dimensão populacional na equação de rendimentos dos indivíduos ocupados induz uma redução significativa no coeficiente estimado para os efeitos das regiões metropolitanas sobre os salários. Possivelmente, o parâmetro estimado para as regiões metropolitanas na segunda coluna (11,3%) capta, em parte, as economias de aglomeração, assim quando o tamanho da população é considerado este percentual reduz-se para 4,7% (Mod. 3). Este diferencial remanescente entre áreas urbanas metropolitanas e aquelas não metropolitanas, em tese, pode estar parcialmente fundado em compensações salariais a custos de vida e desamenidades associadas aos mercados de cidades conurbadas.

Porém, conforme sugerido na Figura 5.2, os retornos à aglomeração parecem ser diferentes para homens e mulheres, resultando em uma correlação negativa entre a dimensão do mercado de trabalho e o diferencial de salário entre gêneros. Redução que estaria ligada, por hipótese, à atenuação das perdas ocasionadas por interrupções mais frequentes na carreira e uma menor mobilidade espacial das mulheres. Logo, na terceira coluna (Mod. 4) incluímos um termo de interação entre o tamanho da população e a *dummy* para mulheres, com vistas a identificar a existência de um diferencial entre os gêneros nos retornos ao tamanho dos mercados. O coeficiente estimado para o termo de interação apresenta resultado positivo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%. O resultado encontrado sugere que o efeito de aglomeração que atingiria indistintamente os gêneros agora seria da ordem de 2,5% sobre os rendimentos.

Adicionalmente, o termo de interação tem resultado positivo e estatisticamente significativo, sugerindo que as mulheres teriam um retorno à aglomeração adicional, em média, de 0,95% sobre seus rendimentos no mercado de trabalho. Portanto, a partir dos resultados do Mod. 4, vemos que para os homens cada aumento de um milhão na população do município importaria, em média, num incremento salarial de 2,5%, enquanto que para a mesma alteração as mulheres teriam seus rendimentos, em média acrescidos em 3,4% (2,5% + 0,9%). Resultado muito similar ao encontrado por Ofek e Merrill (1997) para a economia americana e por Phimisther (2005) para o mercado de trabalho no Reino Unido.

Adicionalmente, na terceira coluna (Mod. 5) da Tabela 5.1, são estimados os coeficientes pelo modelo de Heckman (1979) e com controles para a média de anos de estudos dos municípios e a parcela da população ocupada no setor de transformação. Conforme ressaltamos anteriormente, o nível de capital humano agregado de uma localidade, em geral, está associado à externalidades positivas sobre os rendimentos dos trabalhadores e pode, igualmente, ser considerada como uma das fontes de economias de aglomeração. A inclusão da parcela da mão de obra empregada no setor de transformação se justifica pela prevalência de salários maiores nestas ocupações e pelo emprego em maior parte de indivíduos do sexo masculino.

Em consonância com o esperado e de acordo com os resultados encontrados por Falcão e Silveira Neto (2007), os resultados estimados sugerem que o nível médio de anos de estudo e os salários de uma localidade estariam positivamente correlacionados. Quantitativamente, um incremento de um ano na média de anos de estudo da população

implicaria um crescimento no nível geral de salários de 7,4%, em geral. De maneira similar, o crescimento de um ponto percentual na parcela de trabalhadores empregados no setor de transformação impactaria em 0,6% sobre os rendimentos dos indivíduos ocupados neste município.

A despeito da inclusão destes controles adicionais, as evidências favoráveis economias de aglomeração, medidas pela dimensão populacional, se mostraram persistentes. A partir dos parâmetros estimados, um incremento de um milhão de habitantes impactaria em 2,4% sobre os rendimentos dos homens no mercado de trabalho, enquanto que entre as mulheres este impacto giraria por volta de 3,6% sobre os salários. Além disto, o diferencial sobre os rendimentos devido às regiões metropolitanas se reduz com o controle para média de anos de estudo e a parcela ocupada no setor de transformação, atingindo apenas 2,5% em relação aos indivíduos ocupados residentes em áreas não metropolitanas.

Desta feita, os resultados indicam que as economias de aglomeração seriam maiores para as mulheres, em comparação aos homens, o que se refletiria em salários esperados em grandes centros urbanos proporcionalmente maiores. Esta suposição possivelmente está ligada às vantagens encontradas em grandes centros urbanos, como um maior número de interações entre os demandantes e os ofertadores de mão de obra, menores custos de deslocamento que reduziriam os custos de buscar novas ofertas de trabalho e até mesmo uma maior provisão de serviços de assistência social, como creches e pré-escolas. Assim, estes fatores, conjuntamente, amenizariam as desvantagens trazidas pela baixa mobilidade espacial das mulheres e as restrições familiares, em geral, existentes e agiriam tanto reduzindo o salário de reserva destas mulheres como elevando os ganhos esperados no mercado de trabalho.

Outra forma usada na literatura para mensurar a dimensão do mercado e maiores possibilidades de interações entre os indivíduos está na densidade demográfica de cada município. A aplicação desta variável alternativa permite-nos verificar a robustez dos resultados encontrados anteriormente, uma vez que esta refletiria mais estritamente as possibilidades de interação entre os indivíduos. Deste modo, para verificarmos esta suposição, podemos estimar uma variação da equação (1) onde a dimensão populacional é substituída pela densidade demográfica de cada cidade, tendo, portanto:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \delta_n CID_{in} + \theta_1 DENS_i + \theta_2 MDENS_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Do mesmo modo, $\ln W_i$ representa o logaritmo natural do salário-hora apreendido pelo indivíduo i ; onde vetor X_{i1} abrange as características observáveis relacionadas ao capital humano (anos de estudo, idade e idade ao quadrado como *proxies* para experiência), características familiares (estado civil, presença de filhos), demográficas (cor/raça, gênero, migração e local de residência) e do ramo de atividade e tipo de ocupação do indivíduo i ; e β_1 é o vetor de parâmetros a ser estimado; o vetor denominado CID_{in} traz as características da cidade onde reside o indivíduo i , como a média anos de estudo da população e da parcela ocupada no Setor de Transformação, enquanto δ_n indica os parâmetros desconhecidos. A densidade demográfica de cada município (mil habitantes/km²) é dado pela variável $DENS_i$, onde θ_1 representa o parâmetro desconhecido a ser estimado que reflete os impactos desta sobre os rendimentos dos indivíduos. O efeito específico da densidade demográfica sobre os salários das mulheres é dado pelo coeficiente estimado para o parâmetro θ_1 que está relacionado ao termo de interação entre a variável *dummy* para mulher e a densidade demográfica da cidade, $MDENS_i$. O vetor ε_i representa o termo de erro da regressão que, por hipótese, tem média igual a zero e variância constante.

A Tabela 5.2 traz os resultados estimados para a equação (2), por mínimos quadrados ordinários e com a correção para o viés de seleção de amostra proposto por Heckman (1979). Como podemos constatar, os coeficientes estimados para o retorno à educação e a experiência no mercado de trabalho são todos estatisticamente significativos e apresentam os sinais esperados *a priori*. Do mesmo modo, os parâmetros calculados para as características familiares e demográficas são todos significativos ao nível de confiança de 1%, e espelham os resultados estimados para a equação (1), na Tabela 5.1.

De maneira similar ao resultado da Tabela 5.1, o impacto das regiões metropolitanas sobre os rendimentos decaiu (de 10,9% para 1,2%) com a inclusão do controle para a densidade demográfica. Ademais, os resultados sugerem, igualmente, a presença de retornos à aglomeração mais elevados para as mulheres. O coeficiente para o termo de interação (Mod. 4) entre densidade demográfica e a *dummy* para as mulheres, estatisticamente significativo, indica que as mulheres teriam um retorno adicional à aglomeração da ordem 1,2% sobre os salários.

Tabela 5.2 - Efeito da densidade demográfica sobre os rendimentos no mercado de trabalho (variável dependente: *log do salário-hora*)

	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4	Mod. 5
Anos de estudo	***0.1159 (0.0001)	***0.1330 (0.0004)	***0.1431 (0.0005)	***0.1436 (0.0005)	***0.1556 (0.0005)
Idade	***0.0707 (0.0003)	***0.1021 (0.0008)	***0.1215 (0.0009)	***0.1225 (0.0009)	***0.1462 (0.001)
Idade ²	***-0.0007 (0.0000)	***-0.0011 (0.0000)	***-0.0013 (0.0000)	***-0.0014 (0.0000)	***-0.0017 (0.0000)
Branco	***0.1820 (0.0011)	***0.1766 (0.0012)	***0.1709 (0.0013)	***0.1707 (0.0013)	***0.1502 (0.0015)
Mulher	***-0.2612 (0.0011)	***-0.4992 (0.0057)	***-0.6502 (0.0060)	***-0.6868 (0.0062)	***-0.8728 (0.0071)
Casamento	***0.1315 (0.0011)	***0.1211 (0.0012)	***0.1180 (0.0013)	***0.1179 (0.0013)	***0.1121 (0.0015)
Migrante	***0.1188 (0.0024)	***0.1181 (0.0025)	***0.1145 (0.0027)	***0.1147 (0.0027)	***0.1120 (0.0031)
Região metropolitana	***0.1205 (0.0012)	***0.1094 (0.0013)	***0.0122 (0.0017)	***0.0116 (0.0017)	*-0.0034 (0.0019)
Nordeste	***-0.1668 (0.0026)	***-0.1421 (0.0029)	***-0.1777 (0.0031)	***-0.1759 (0.0031)	***-0.1241 (0.0036)
Sudeste	***0.1866 (0.0025)	***0.2540 (0.0031)	***0.2358 (0.0033)	***0.2386 (0.0033)	***0.2100 (0.0037)
Sul	***0.0897 (0.0028)	***0.1826 (0.0037)	***0.2443 (0.0039)	***0.2487 (0.0040)	***0.2085 (0.0045)
Centro-oeste	***0.1359 (0.0030)	***0.2144 (0.0037)	***0.2918 (0.004)	***0.2954 (0.004)	***0.3382 (0.0046)
Densidade demográfica			***0.0364 (0.0004)	***0.0320 (0.0004)	***0.0272 (0.0005)
Mulher x densidade demográfica				***0.0117 (0.0005)	***0.0131 (0.0005)
Média de anos de estudo do município					***0.0836 (0.0011)
Parcela ocupada no Setor de Transformação					***0.0080 (0.0001)
Tipo de ocupação	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
Ramo de atividade	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>Constante</i>	***-0.6632 (0.0071)	***-1.5821 (0.0228)	***-2.1125 (0.0239)	***-2.1350 (0.024)	***-3.5204 (0.0287)
<i>Lambda</i>		***0.4136 (0.0097)	***0.6725 (0.0102)	***0.6849 (0.0102)	***0.9980 (0.0115)
R ² ajustado	0.4798				
Prob > Chi ²		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Número de observações	1713128	3334301	3334301	3334301	3334301

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Erros-padrão estimados entre parênteses. Regressões ajustadas para tipos de ocupação (carteira assinada e servidor público) e ramos de atividade (Setor Agrícola e Extrativo; Indústrias de Transformação; Construção; Comércio e Serviços Pessoais; Serviços financeiros, etc.; Administração Pública e Serviços Sociais; Outros Serviços).

Os controles para a possível existência de externalidades positivas ao nível de capital humano agregado em cada localidade (média de anos de estudo) e para a estrutura produtiva de cada município (parcela ocupada no setor de transformação) não alteram sensivelmente o resultado para as economias de aglomeração. Pelos coeficientes estimados no Mod.5, para os homens um aumento de mil habitantes por quilômetro quadrado na densidade demográfica importaria num incremento salarial de 2,7%, enquanto entre as mulheres esse efeito esperado seria de 4% (2,7% + 1,3%). Diferencial que, como já nos referimos, seria fruto dos efeitos positivos das aglomerações urbanas em atenuar os impactos sobre os rendimentos da menor mobilidade espacial e da intermitência no mercado de trabalho mais freqüente entre as mulheres. Desta feita, os dois métodos clássicos da literatura de aferir a dimensão dos mercados de trabalho (tamanho da população e densidade demográfica) fornecem evidências indicando que os retornos à aglomeração teriam um efeito sobre o diferencial de salários entre os gêneros.

Uma forma bastante simples de se evidenciar o impacto destes retornos à aglomeração sobre o diferencial de rendimentos entre os gêneros está em acompanharmos a evolução deste e dos salários de homens e mulheres pelo *quantis* da distribuição da amostra de acordo com a população. Assim, subdividimos a amostra em dez *quantis*, a partir da função de distribuição da população, e tomamos a média do salário predito por *quantil* para homens e mulheres, estimados com base nos resultados do Modelo 5, na Tabela 5.1. Em seguida, utilizando-se esses valores médios preditos, estimamos o diferencial de salário entre os gêneros, apresentado na Figura 5.3.

A evolução do salário-hora predito para homens e mulheres entre os *quantis* da população mostra, claramente, que os salários esperados das mulheres crescem mais rapidamente com o aumento da população. Assim, como podemos verificar, a distância entre o salário-hora predito entre os gêneros se reduz nos *quantis* mais elevados da distribuição da população. Por exemplo, no primeiro *quantil*, o diferencial de rendimentos predito entre homens e mulheres é de 15%, enquanto que no quinto *quantil* este diferencial predito decai para 12% sobre os salários. Por fim, no último *quantil* o diferencial de salários predito entre os gêneros é de apenas 8% para os homens. Deste modo, o diferencial de salários entre os gêneros se reduz nos últimos *quantis* da população. A figura ilustra, assim, que o diferencial de salários entre homens e mulheres decairia com a dimensão do mercado de trabalho local.

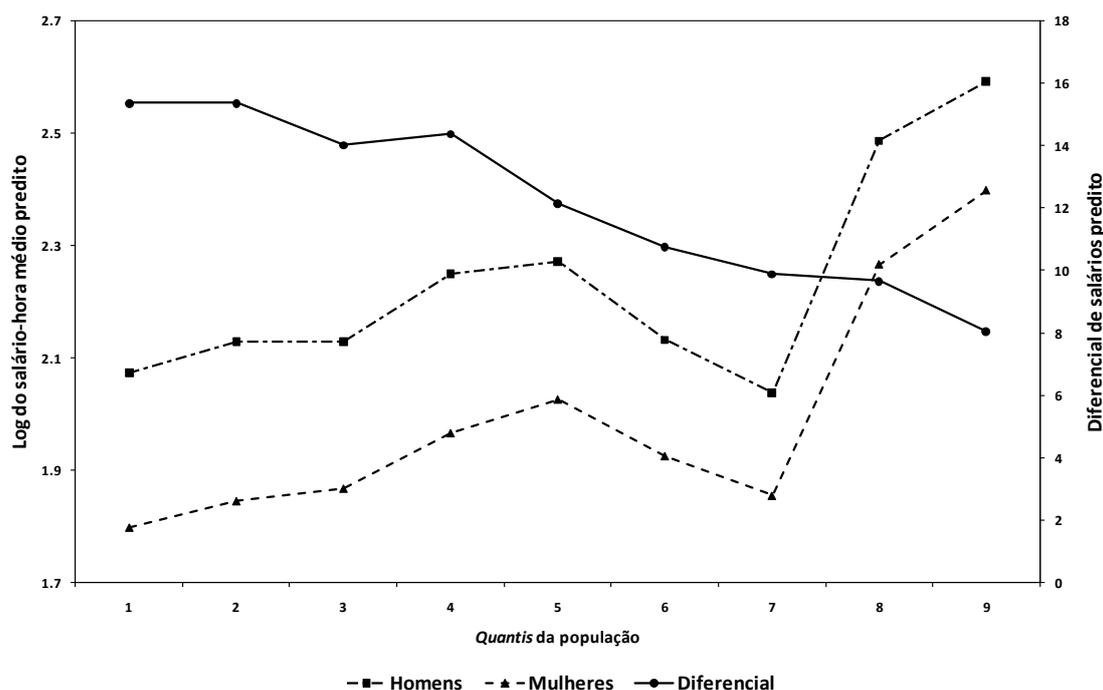


Figura 5.3 - Evolução dos rendimentos estimados e do diferencial de salários entre os gêneros através dos *quantis* da população. Fonte: Elaboração Própria a partir dos microdados do Censo 2000.

5.4 Decomposição dos determinantes do diferencial de salários entre os gêneros

Um método bastante difundido na literatura econômica que nos permite decompor a importância de cada determinante salarial sobre o diferencial de salário entre os gêneros é a decomposição contra factual inicialmente proposta por Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Seguindo a metodologia proposta por Jann (2008), podemos decompor o diferencial de rendimentos entre os gêneros em três partes: uma devida a diferenças entre as médias dos determinantes dos salários dos grupos (características) outra parte devida a diferenças entre os coeficientes estimados para cada um dos grupos, incluídos os interceptos (coeficientes) e, por fim, um termo de interação que considera que os diferenciais entre as características e os coeficientes existem simultaneamente entre os grupos (interação).

Assim, de forma sucinta, dados dois grupos populacionais, homens (H) e mulheres (M), estimamos, com correção para o viés de seleção amostral de Heckman (1979), a seguinte equação:

$$\ln W_{ij} = \beta_{1j} X_{ij} + \beta_{2j} CID_{ij} + \theta_j POP_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

onde $j \in \{H, M\}$, e ε_{ij} tem média zero e variância constante. O logaritmo do salário-hora do indivíduo i é representado por $\ln W_{ij}$; o vetor X_{ijh} contém os determinantes dos rendimentos no mercado de trabalho e uma constante ($h = 1$), β_{1j} contém os parâmetros a serem estimados e o intercepto; as características de cada localidade (média de anos de estudo e parcela ocupada no setor de transformação) são captadas pelo vetor CID_{ij} e seus efeitos sobre os rendimentos dados pelo parâmetro desconhecido β_{2j} ; o impacto das economias de aglomeração é captado pelo parâmetro θ_j , ligado ao tamanho da população do município POP_{ij} onde reside o indivíduo. A aplicação da correção do viés para seleção amostral para a decomposição do diferencial de rendimentos entre grupos justifica-se pelo fato que a distribuição dos salários observados pode representar apenas uma parte da distribuição de salários ofertados pelos demandantes de mão de obra. Assim, conforme asseveram Butler e Heckman (1977), Chandra (2000) e Heckman *et al* (2000), esta diferença entre as distribuições observadas e potencial pode induzir um viés na decomposição do diferencial de rendimentos entre grupos populacionais.

De acordo com o modelo, a diferença média entre os retornos no mercado pode ser decomposta como a diferença da previsão linear calculada a partir das médias dos regressores em cada grupo:

$$R = E(\ln W_h) - E(\ln W_m) = E(X_h)' \beta_h - E(X_m)' \beta_m.$$

A expressão acima pode ser rearranjada para determinar a contribuição das diferenças nas médias dos regressores para a diferença apresentada entre os valores preditos, mais especificamente:

$$R = [E(X_h) - E(X_m)]' \beta_m + E(X_m)' (\beta_h - \beta_m) + [E(X_h) - E(X_m)]' (\beta_h - \beta_m) \quad (4)$$

Na expressão (4), acima, a decomposição é realizada tendo como grupo de referência as mulheres. O primeiro termo (características) mede o impacto sobre os rendimentos das mulheres se estas possuísem as características médias dos homens. O segundo termo (coeficientes) mede revela a resposta sobre os salários das mulheres se estas tivessem os mesmos coeficientes estimados para os homens. O terceiro termo (interação) capta o efeito conjunto do diferencial de coeficientes e média dos regressores.

A Tabela 5.3 apresenta os resultados dos determinantes dos rendimentos no mercado de trabalho para homens e mulher, estimados a partir da equação (3).

Tabela 5.3 - Efeito da dimensão do mercado sobre os rendimentos no mercado de trabalho de homens e mulheres (variável dependente: *log do salário-hora*)

Variáveis	Homens		Mulheres	
	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão
Anos de estudo	***0.1371	(0.0007)	***0.1696	(0.0009)
Idade	***0.1464	(0.0017)	***0.1248	(0.0013)
Idade ²	***-0.0017	(0.0000)	***-0.0014	(0.0000)
Branco	***0.1682	(0.0024)	***0.1480	(0.0021)
Casamento	***0.5598	(0.0093)	***-0.1726	(0.0051)
Migrante	***0.2253	(0.0054)	***-0.0198	(0.0050)
Região metropolitana	*-0.0053	(0.0030)	***0.0603	(0.0025)
Nordeste	***-0.0478	(0.0057)	***-0.1430	(0.0054)
Sudeste	***0.2677	(0.0064)	***0.1239	(0.0056)
Sul	***0.2630	(0.0077)	***0.1452	(0.0068)
Centro-oeste	***0.3866	(0.0081)	***0.2324	(0.0067)
População	***0.0239	(0.0005)	***0.0322	(0.0004)
Média de anos de estudo	***0.0689	(0.0018)	***0.0868	(0.0016)
Parcela ocupada no Setor de Transformação	***0.0093	(0.0002)	***0.0077	(0.0001)
Tipo de ocupação	<i>Sim</i>		<i>Sim</i>	
Ramo de atividade	<i>Sim</i>		<i>Sim</i>	
<i>Constante</i>	***-3.6766	(0.0541)	***-3.6766	(0.0474)
<i>Lambda</i>	***1.2610	(0.0279)	***0.7520	(0.0131)
Prob > Chi ²		0.0000		0.0000
Número de observações		1510922		1823379

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Erros-padrão estimados entre parênteses.

Pelos resultados estimados para a equação (3), na Tabela 5.3, os retornos à educação seriam maiores entre as mulheres (16,9%) do que entre os homens (13,7%), ao passo que, os retornos à experiência no mercado de trabalho seriam menores para as mulheres (12,5%) do que para os homens (14,6%). Esta última evidência pode estar relacionados às interrupções mais frequentes na carreira produtiva das mulheres (Altonji e Blank, 1999). O diferencial de salários por cor/raça, de acordo com os coeficientes estimados, seria superior entre os homens (17,9%) do que entre as mulheres (14,5%). O casamento impactaria em quase 56% sobre os rendimentos dos homens casados quando comparados aos salários de homens solteiros ou divorciados, enquanto que entre as mulheres este impacto seria negativo e da ordem de -17,3% nos rendimentos das mulheres casadas em relação às solteiras ou divorciadas. De modo semelhante, a migração afetaria positivamente os rendimentos dos homens (22,5%), quando comparados aos não-migrantes da região de destino. Ao passo que, as mulheres teriam

um impacto negativo sobre seus rendimentos após migrarem (-1,9%), em relação às mulheres não-migrantes da cidade de destino.

As implicações de residir em áreas metropolitanas também apresentariam efeitos diversos entre os gêneros. Quando comparados aos habitantes de áreas não-metropolitanas, os homens teriam uma redução média de -0,5%, ao passo que as mulheres teriam um ganho médio de 6% sobre seus rendimentos no mercado. Os indivíduos ocupados, homens e mulheres, residentes na região Nordeste teriam rendimentos menores, -4,8% e -14,3%, respectivamente, que os indivíduos ocupados na região Norte. Diferencial que seria positivo para as demais regiões quando comparadas à região Norte, porém em magnitudes diferentes para homens e mulheres. Corroborando os resultados anteriores, os retornos às aglomerações seriam mais pronunciados entre as mulheres (3,2%) do que entre os homens (2,4%). Da mesma forma, as regressões sugerem que as externalidades ao acúmulo de capital agregado seriam também maiores para as mulheres (8,7%) do que para os homens (7%). Enquanto que os impactos da parcela ocupada no setor de transformação em cada município sobre os rendimentos seriam similares entre homens e mulheres, 0,9% e 0,8%, respectivamente.

Desta forma, com base nos coeficientes estimados na Tabela 5.3 e nas médias das variáveis explicativas para homens e mulheres, podemos estimar o diferencial de salários médio predito entre os gêneros e sua decomposição com base na equação (4), que são apresentados na Tabela 5.4, a seguir.

O diferencial de rendimentos entre os gêneros reportado indica que os homens receberiam, em média, 8,3% mais que as mulheres no mercado de trabalho. Dentro deste diferencial, se as mulheres detivessem as características médias que os homens detêm elas teriam rendimentos 24,3% inferiores. Por outro lado, se as mulheres possuísem os mesmos coeficientes detidos pelos homens, sob as atuais características, elas teriam seus salários acrescidos em 20,8%, em média. Do mesmo modo, a interação conjunta entre as características e os coeficientes para os homens impactaria em um acréscimo de 11,8% sobre os rendimentos das mulheres no mercado de trabalho.

Tabela 5.4 - Decomposição do diferencial de salário entre os gêneros para o mercado de trabalho brasileiro

	Características	Coefficientes	Interação	Soma
<i>Diferencial de salários devido a:</i>				
Anos de Estudo	-18.11	-19.08	3.46	-33.73
Experiência	-0.16	20.58	-0.05	20.37
Branco	-0.77	0.76	-0.11	-0.11
Casamento	-1.91	20.01	8.11	26.21
Migração	-0.02	0.55	0.23	0.76
Regiões metropolitanas	-0.07	-2.91	0.07	-2.90
Macro-regiões	-0.31	7.57	-0.12	7.14
População	-0.54	-1.11	0.14	-1.51
Média de anos de estudo	-0.57	-8.50	0.12	-8.95
Setor de Transformação	0.04	1.78	0.01	1.82
Tipo de ocupação	-0.61	-0.66	0.05	-1.22
Ramo de atividade	-1.26	1.77	-0.08	0.44
Intercepto		0.00		0.00
Total	-24.29	20.76	11.84	8.31

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: EXPERIÊNCIA representa os efeitos acumulados das variáveis Idade e Idade ao quadrado.

Entre os determinantes do diferencial de salários, as variáveis para o capital humano representam um importante papel na determinação deste no mercado. Dado que as mulheres tanto deteriam uma média de anos de estudo maior como teriam retornos à educação superiores no mercado de trabalho, os resultados sugerem que caso estas detivessem a média dos homens seus rendimentos seriam 18,1% menores, enquanto que se aplicassemos os parâmetros estimados para os homens os salários destas decairiam em -19,1%. A interação entre estes dois efeitos impactariam em mais 3,5%. O efeito agregado da variável anos de estudo sobre o diferencial seria -33,7%. De modo oposto, o impacto da experiência no mercado de trabalho sobre o diferencial de rendimentos seria de 20,4%, devido em grande medida a menores retornos para as mulheres. Resultado coerente com o que é comumente encontrado na literatura econômica, que mostra que o diferencial de salário entre homens e mulheres cresce não só dentro dos grupos de educação e experiência similares, mas entre os grupos de mesmo nível de qualificação, indicando que o nível de qualificação pode exercer um papel relevante na explicação dos diferenciais de salários (Blau e Kahn, 1994).

O casamento igualmente desempenha um papel relevante sobre o diferencial de salários. Caso as mulheres detivessem os mesmos retornos que os homens casados no

mercado de trabalho elas teriam seus rendimentos elevados, em geral, em 20%. Sendo que o efeito agregado desta variável sobre seria positivo e da ordem de 26,2% sobre o diferencial de rendimentos. As taxas de retorno e a distribuição entre as macro-regiões (7,1%) e a parcela ocupada no setor de transformação (1,8%) e também contribuiriam positivamente para elevar o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres. Da mesma maneira, a migração (0,7%) e a distribuição entre os ramos de atividade (0,4%), em pequena escala, contribuiriam para o diferencial entre os gêneros.

Entre os fatores, juntamente com anos de estudo, que contribuiriam para reduzir o diferencial de rendimentos estão: a média de anos de estudos nos municípios (-8,9%), as taxas de retorno nas regiões metropolitanas (-2,9%), população (-1,5%), o tipo de ocupação (-1,2%) e a parcela de cor/raça (-0,1%). O impacto sobre os rendimentos proporcionado pelos efeitos das aglomerações urbanas teria um efeito relevante sobre o diferencial de rendimentos, inferior apenas à contribuição das variáveis de capital humano (anos de estudo e média de anos de estudo do município) e regiões metropolitanas. Especificamente, as mulheres tanto seriam mais concentradas em centros maiores, comparativamente aos homens, importando em uma redução esperada de -0,5%, como teriam rendimentos superiores à aglomeração, já que caso detivessem os mesmo coeficientes estimados para os homens seus salários decairiam em até 1,1%, em média. A interação entre as características e os coeficientes estimados para a população teria um efeito positivo de 0,1% sobre os retornos das mulheres. Assim, o efeito agregado da dimensão populacional seria de -1,5% sobre o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres.

Destarte, como podemos averiguar, os resultados sugerem que a dimensão populacional traria economias de aglomeração que impactariam mais fortemente sobre os rendimentos esperados das mulheres. Além disto, este efeito adicional não só contribuiria para atenuar o diferencial de salários médios entre os gêneros, como teria uma proporção relevante em sua redução (18%), inferior apenas às contribuições da educação, média de anos de estudo e regiões metropolitanas.

6. CONCLUSÕES

As evidências empíricas e recentes estudos na literatura econômica têm apontado que as aglomerações urbanas poderiam ter efeitos diversos sobre o comportamento e os rendimentos de homens e mulheres no mercado de trabalho (Ofek e Merrill, 1997 e Phimister, 2005). A dimensão do mercado de trabalho impactaria mais fortemente sobre as mulheres elevando sua participação relativa e seus salários esperados no mercado de trabalho. Assim, observaríamos uma relação inversa entre o tamanho populacional das localidades e os diferenciais de participação e de rendimentos entre os gêneros. Sob esta perspectiva, o escopo deste trabalho foi verificar a validade destas hipóteses para o mercado de trabalho das cidades brasileiras com mais de cem mil habitantes. Buscou-se, assim, estimar a importância da dimensão populacional dos centros urbanos para a participação e os rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho e levantar evidências que apontem (ou rechacem) a existência de um prêmio nestes impactos sobre as mulheres.

Diferencias de rendimentos entre municípios de porte populacional diferentes poderiam ser explicados por diversos fatores ligados tanto às características das firmas e dos indivíduos, como à distribuição destes no espaço. A primeira hipótese, e uma das mais intuitivas, é a que diferenciais de salários entre mercados locais poderiam refletir diferenças nos custos de bens e insumos entre estes. Assim, o congestionamento nos mercados de bens e insumos em aglomerados urbanos maiores elevaria os preços destes. Logo, o diferencial de rendimentos espelharia simplesmente os diferenciais de custos de vida entre os mercados locais e o controle destes na estimação dos diferenciais eliminaria o efeito das aglomerações urbanas sobre os rendimentos. A segunda hipótese reside na idéia que as aglomerações urbanas implicariam mercados mais amplos e diversificados, redução de custos de transporte e comércio e uma maior interação entre os agentes econômicos que tornariam firmas e trabalhadores localizados em grandes cidades mais produtivos que aqueles fincados em pequenos centros ou áreas rurais. A distribuição das habilidades dos indivíduos no espaço pode ser outra fonte que explicaria parte do diferencial de rendimentos entre os diversos mercados. Por esta hipótese, os indivíduos mais habilidosos seriam atraídos para os grandes centros urbanos onde suas habilidades poderiam ser mais bem empregadas e melhor

remuneradas, de tal modo, os diferenciais de salários seriam fundados na concentração heterogênea das características não observáveis dos indivíduos no espaço. As características observáveis dos indivíduos, por hipótese, também poderiam afetar o diferencial de rendimentos entre cidades. Segundo esta hipótese, o acúmulo de capital humano agregado levaria a geração de externalidades positivas que elevariam os rendimentos do capital humano acima dos níveis de retorno privado. Este crescimento das interações importaria em um aumento da qualidade das alocações (*matches*) dos indivíduos no mercado de trabalho e, conseqüentemente, na produtividade destes que seria refletida nos salários.

Contudo, uma vez que homens e mulheres possuem custos de oportunidade de ingressar no mercado de trabalho e, por conseguinte, salários de reserva diferentes, os efeitos das aglomerações urbanas, ligados aos indivíduos, poderiam impactar de modo diferente entre os gêneros. A oferta de serviços de assistência social, como creches e pré-escolas, mais abundantes nas grandes cidades reduziriam os salários de reserva das mulheres aumentando, assim, as chances delas participarem do mercado de trabalho. Além disto, cidades maiores teriam mercados mais diversificados e menores custos de transporte, deste modo, possibilitando a mulher encontrar ocupações mais adequadas às suas qualificações e mitigar os efeitos de sua menor mobilidade espacial sobre os rendimentos. Ademais, as maiores possibilidades de *match* nas grandes aglomerações urbanas implicariam menores perdas por interrupções na carreira laboral, mais freqüentes entre as mulheres. Estes três argumentos reunidos tanto reduziriam o salário de reserva como elevariam os rendimentos esperados no mercado de trabalho para as mulheres. Logo, estes estimulariam, em tese, uma maior participação relativa das mulheres no mercado de trabalho, portanto, reduzindo o diferencial de participação entre gêneros nos mercados de trabalho maiores. Ao passo que, as duas últimas hipóteses reduziriam os impactos sobre os salários das restrições familiares e de mobilidade espacial associadas, em geral, às mulheres, elevando seus salários esperados. Assim sendo, observaríamos uma correlação negativa entre a dimensão do mercado de trabalho e o diferencial de rendimentos entre os gêneros.

Para alcançar os objetivos deste trabalho foram utilizados os micro-dados do Censo Demográfico realizado no ano de 2000, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. A base de dados nos permite localizar espacialmente os indivíduos residentes em áreas urbanas dos municípios com mais de cem mil habitantes, além de

fornecer as variáveis com as características observáveis básicas destes. Dado as características de construção e estratificação da amostra, foram empregadas duas metodologias que consideram estas peculiaridades na estimação dos determinantes e dos retornos dos indivíduos no mercado de trabalho. A importância da dimensão do mercado de trabalho sobre a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho é estimada a partir de um modelo *probit* com erros-padrão robustos para amostras em *cluster*, enquanto que os efeitos das aglomerações urbanas sobre os rendimentos dos indivíduos são estimados com base no modelo de Heckman (1979), que corrige o viés de seleção amostral considerando a probabilidade de serem observados salários positivos para os indivíduos no mercado de trabalho.

Os resultados estimados para os determinantes da participação dos indivíduos no mercado de trabalho apresentaram os resultados esperados *a priori*. Dentre eles, cabe-se ressaltar os efeitos crescentes da educação formal sobre a probabilidade de o indivíduo ingressar no mercado de trabalho. Indivíduos com quinze anos ou mais de estudo teriam uma probabilidade 27,8% (efeito marginal), enquanto aqueles com um a três anos de estudo este percentual seria de 8,8%, em comparação aos indivíduos com menos de um ano de estudo. Por outro lado, as restrições familiares, tais como casamento (-6,5%), presença de filhos menores de seis anos (-2,3%) e presença de filhos entre sete e quatorze anos (-0,7%), reduziriam as chances de o indivíduo ser economicamente ativo. O coeficiente estimado para os efeitos da dimensão populacional sobre a participação dos indivíduos no mercado de trabalho não apresentou um resultado estatisticamente significativo. Sugerindo que a dimensão do mercado de trabalho não afetaria a probabilidade de o indivíduo comum ser economicamente ativo. Entretanto, o termo de interação entre o gênero e a dimensão populacional apresentou um resultado positivo e estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%. Este resultado sugere que, de fato, os efeitos das aglomerações urbanas sobre a participação no mercado de trabalho seriam relevantes, especificamente, para as mulheres, onde um incremento de um milhão de habitantes no município significaria um incremento de 0,7% sobre a probabilidade de ela ingressar no mercado.

Em seguida, foram estimados separadamente os determinantes de participação para homens e mulheres no intuito de identificar possíveis diferenças entre as funções de probabilidade destes. Os efeitos da educação formal são um dos fatores que afetam distintamente a homens e mulheres no mercado de trabalho. Entre os homens, o

acúmulo de educação afetaria marginalmente a decisão de entrar no mercado de trabalho, enquanto, entre as mulheres, aquelas que detinham um alto grau de instrução possuiriam um acréscimo relevante sobre a probabilidade de ingressar no mercado de trabalho. Este resultado pode estar relacionado, contudo, com a decisão de não acumular capital humano entre as mulheres que não tenham pretensão de ingressar no mercado de trabalho. A migração, a presença de filhos menores de seis anos e o casamento são outros fatores que divergiriam entre os gêneros, aumentando a probabilidade de os homens ofertarem mão de obra, enquanto reduziria as chances de a mulher ingressar no mercado de trabalho.

Os impactos das aglomerações urbanas sobre a probabilidade de o indivíduo participar do mercado, como já mencionamos, foram capturados pela dimensão populacional de cada localidade inserida na equação estimada. Inicialmente, os coeficientes estimados para esta variável, para homens e mulheres, são estatisticamente diferentes, com estatística qui-quadrado calculada de 6,76 e nível de significância de 1%. Os efeitos das aglomerações urbanas sobre as chances de o homem ingressar no mercado de trabalho é estimado em 0,15% para um aumento de um milhão de habitantes. Para as mulheres, ao nível de significância de 1%, o impacto de um incremento de um milhão de habitantes seria de 0,53% sobre a probabilidade de ela participar do mercado de trabalho. Assim, os resultados estimados sugeririam uma relação negativa da dimensão populacional sobre o diferencial de participação entre os gêneros, corroborando o resultado encontrado por Phimister (2005). Deste modo, as evidências recolhidas indicam um efeito significativo das aglomerações urbanas sobre os resultados das mulheres (participação relativa) no mercado de trabalho brasileiro.

Contudo, como vimos anteriormente, as grandes áreas urbanas também afetariam positivamente os rendimentos dos indivíduos e que este efeito seria mais vantajoso para as mulheres, na medida em que diminuiriam as penalidades as restrições familiares e de mobilidade espacial. No último capítulo averiguamos se as evidências disponíveis corroborariam esta hipótese para as cidades brasileiras com mais de cem mil habitantes. Inicialmente, os resultados sugeririam que economias de aglomeração afetariam positivamente os rendimentos dos indivíduos no mercado de trabalho brasileiro. A partir dos resultados estimamos, verificamos que as economias de aglomeração, para um incremento de um milhão de habitantes, teriam um impacto de 2,4% sobre os rendimentos esperados dos indivíduos no mercado local. As mulheres

ainda apreenderiam um acréscimo de 1,1% sobre seus salários esperados acima do percentual anterior, para cada aumento de um milhão de indivíduos na população do município, totalizando um efeito agregado de 3,5% sobre seus salários esperados. Para verificar a robustez do resultado este encontrado, estimamos novamente os efeitos das aglomerações sobre os rendimentos desta vez utilizando como *proxy* a densidade demográfica dos municípios brasileiros. O diferencial estimado a partir desta nova variável para a dimensão do mercado de trabalho se mostrou persistente e significativo, onde um incremento esperado sobre os rendimentos das mulheres (4%) seria superior ao esperado sobre os salários dos homens (2,7%).

A seguir, através da decomposição do diferencial de salários entre gêneros, verificamos que a dimensão do mercado de trabalho local teria um papel importante na redução deste diferencial de rendimentos. As estimativas sugeririam que o tamanho das cidades brasileiras importaria em um incremento de médio de 1,5% sobre os rendimentos das mulheres. Assim, as evidências conseguidas para o mercado de trabalho brasileiro apontam que a dimensão dos mercados locais teria um papel importante na redução do diferencial de salários entre os gêneros esperados, onde responderia por uma redução de até 18% no diferencial esperado entre homens e mulheres, resultado similar ao encontrado por Ofek e Merrill (1997), para os Estados Unidos, que estimaram em 17% a importância da dimensão populacional sobre o diferencial de rendimentos entre os gêneros.

Desta forma, as evidências reunidas neste trabalho parecem suportar a hipótese de que as grandes aglomerações urbanas teriam o efeito de aplacar os diferenciais de participação e salários entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro. Tais resultados são consistentes com a redução dos salários de reserva pela maior oferta de serviços de assistência as famílias, e aumentando as chances de ocupação e o retorno esperado via uma maior disponibilidade e diversidade de oportunidades de ocupação disponíveis, permitindo uma melhor adequação (*match*) entre suas qualificações e os requisitos da ocupação.

É importante, ao mesmo tempo, ressaltar a contribuição desta investigação e apontar suas fragilidades. Em relação a este último ponto, dois potenciais problemas podem ser identificados que afetariam as estimativas encontradas. Primeiro, a literatura econômica adverte que a distribuição espacial das habilidades dos indivíduos pode estar relacionada ao resultado obtido acima. Na hipótese de os indivíduos mais habilidosos

estarem mais concentrados nos grandes centros urbanos, o diferencial de salários entre os mercados locais seria composto, em parte ou na totalidade, pelos retornos às características não observáveis dos indivíduos. A estratégia adotada neste trabalho para tentar corrigir este problema está na inclusão no modelo econométrico de uma variável que capte a condição de migração dos indivíduos, visando captar parcialmente as habilidades não observáveis. De fato, a exclusão da variável *dummy* para migrantes elevaria em 1,3% a estimativa do impacto da dimensão populacional sobre os rendimentos, estimados por mínimos quadrados ordinários, diferença que seria estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%. Contudo, esta estratégia não pode ser considerada plenamente eficiente e os resultados obtidos podem estar sobreestimados, embora contenham uma variável *dummy* para a condição de migração que visa capturar parcialmente as habilidades individuais. Segundo, como grandes centros urbanos ofereceriam maiores salários estes atrairiam um contingente maior de indivíduos podendo, assim, haver uma causalidade inversa entre os salários e o tamanho populacional. Portanto, poderia haver uma endogeneidade na determinação do tamanho das aglomerações urbanas.

Assim sendo, uma das frentes para aprofundar e prover maior robustez a investigação dos efeitos das aglomerações urbanas sobre os salários de homens e mulheres está na busca de variáveis instrumentais que estejam correlacionadas à dimensão das cidades brasileiras, mas não à distribuição das habilidades dos indivíduos ou aos salários correntes. Dado que ainda não dispomos no Brasil de micro-dados em painel, uma boa variável instrumental permitiria isolar o efeito da distribuição espacial heterogênea das habilidades no diferencial de salários entre os centros urbanos. Diversas variáveis podem ser enumeradas como possíveis instrumentos, por exemplo, a distância da cidade para o mar, a população dos municípios nas décadas de oitenta ou noventa do século passado e a distância para a capital do estado ou para a cidade de São Paulo, dentre outros.

REFERÊNCIAS

- ABDEL-RAHMAN, H. M. e ANAS, A. (2004). *Theories of systems of cities*. In: HENDERSON, J. V. e THISSE, J. F. (eds.). *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. IV, Elsevier Science Publishers BV, 2293-2339.
- ALESINA, A. e GIULIANO, P. (2007). *The Power of the Family*. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper no. 13051.
- ALTONJI, J.G. e BLANK, R. (1999). *Race and gender in the labor market*. In: ASHENFELTER, O.C. e CARD, D. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, North-Holland, Amsterdam, pp. 3144–3260.
- ANDERSSON, F.; BURGESS, S. e LANE, J. I. (2007). *Cities, matching and the productivity gains of agglomeration*. *Journal of Urban Economics*, vol. 61: 112–128.
- ANTECOL, H. (2000). *An examination of cross-country differences in the gender gap in labor force participation rates*. *Labour Economics*, vol. 7: 409–426.
- ANTECOL, H. (2003). *Why is there Cross-Country Variation in Female Labor Force Participation Rates? The Role of Male Attitudes Toward Family and Sex Roles*. (Unpublished).
- ARAÚJO, I. e SILVEIRA NETO, R. M. (2004). *Concentração Geográfica de Capital Humano, Ganhos de Produtividade e Disparidades Regionais de Renda: Evidências para o Brasil Metropolitano*. *Revista Econômica do Nordeste*, vol. 35, no.3.
- BIELBY, W. T. e BIELBY, D. D. (1992). *I Will Follow Him: Family Ties, Gender-Role Beliefs, and Reluctance to Relocate for a Better Job*. *American Journal of Sociology*, vol. 97, no. 05: 1241-1267.
- BLAU, F. D. e KAHN, L. M. (1994). *Rising Wage Inequality and the U.S. Gender Gap*. *The American Economic Review*, Vol. 84, no. 2: 23-28.
- BLINDER, A. S. (1973). *Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates*. *The Journal of Human Resources* 8: 436–455.
- BLOOM, D.; CANNING, D.; FINK, G. e FINLAY, J. (2007). *Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend*. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series. Working paper no. 13583.
- BLUNDELL, R.; MACURDY, T. e MEGHIR, C. (2007). *Labor Supply Models: Unobserved Heterogeneity, Nonparticipation and Dynamics*. In: HECKMAN, J. e LEAMER, E (eds.). *Handbook of Econometrics*. Elsevier B.V. Vol. 06, Parte 1: 4667-4775.
- BUTLER, R. e HECKMAN, J. (1977). *The Government's impact on the labor status of black Americans: a critical review*. NBER Working Paper Series, Working paper no. 183.
- CAHUC, P. e ZYLBERBERG, A. (2004). *Labor economics*. Massachusetts Institute of Technology. MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- CARD, D. (1999). *The causal effect of education and earnings*. In: ASHENFELTER, O. e CARD, D. (eds.). *Handbook of Labor Economics*. Elsevier Science B.V. Volume 3: 1801-1863.

- CAVALIERI, C. H. e FERNANDES, R. (1998). *Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras*. Revista de Economia Política, vol. 18, no. 1 (69).
- CHANDRA, A. (2000). *Labor-Market Dropouts and the Racial Wage Gap: 1940-1990*. The American Economic Review, vol. 90, no. 2: 333- 338.
- CICCONE, A, HALL, R. E. (1996). *Productivity and the Density of Economic Activity*. American Economic Review vol. 78: 89–107.
- COMBES, P.; DURANTON, G. e GOBILLON, L. (2008). *Spatial wage disparities: Sorting matters!*. Journal of Urban Economics, vol. 63: 723–742.
- CONNELLY, R. (1992). *The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation*. The Review of Economics and Statistics, vol. 74, no. 1: 83-90.
- DA MATA, D.; DEICHMANN, U.; HENDERSON, J.V.; LALL, S. V. e WANG, H.G. (2007). *Determinants of city growth in Brazil*. Journal of Urban Economics, vol. 63: 252-272.
- DEATON, A. (1997). *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- DEL BOCA, D. e VURI, D. (2007). *The mismatch between employment and child care in Italy: the impact of rationing*. Journal of Population Economics, vol. 20, no. 4: 805-832.
- DI ADDARIO, S. e PATACCHINI, E. (2008). *Wages and the City: Evidence from Italy*. Labour Economics, vol. 15: 1040–1061.
- DURANTON, G. e PUGA, D. (2004). *Micro-foundations of urban agglomeration economies*. In: HENDERSON, J. V. e THISSE, J. F. (eds.). Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. IV, Elsevier Science Publishers BV, 2063-2117.
- EATON, J. e ECKSTEIN, Z. (1997). *Cities and growth: Theory and evidence from France and Japan*. Regional Science and Urban Economics, vol. 27: 443-474.
- FALCÃO, N. A. e SILVEIRA NETO, R. M. (2007). *Concentração espacial de capital humano e externalidades: o caso das cidades brasileiras*. Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia. Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia. Recife - PE, 2007.
- FOGLI, A. e VELDKAMP, L. (2008). *Nature or Nurture? Learning and the geography of female labor force participation*. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series. Working paper no. 14097.
- FONTES, G. G.; SIMÕES, R. F. e OLIVEIRA, A. M. H. C. de (2006). *Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos*. Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia.
- FRANK, Robert H. (1978). *Why women earn less: The theory and estimation of differential overqualification*. The American Economic Review, Vol. 68, n. 03.
- FREDERIKSEN, A. (2008). *Gender differences in job separation rates and employment stability: New evidence from employer-employee data*. Labour Economics, vol. 15: 915–937.

- GLAESER, E. L. (1999). *Learning in Cities*. Journal of Urban Economics, vol. 46: 254-277.
- GLAESER, E. L. e MARÉ, D. C. (1994). *Cities and Skills*. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Series. Working Paper no. 4728.
- GREENE, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. 5ª Edição. New Jersey: Prentice Hall.
- HARTOG, J. (2000). *Over-education and earnings: where are we, where should we go?*. Economics of Education Review, vol. 19: 131-147.
- HECKMAN J. J.; LYONS, T. M. e TODD, P. E. (2000). *Understanding Black-White Wage Differentials, 1960-1990*. The American Economic Review, vol. 90, no. 2, Papers and Proceedings of the One Hundred Twelfth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 344- 349.
- HECKMAN, J. J. (1974). *The effect of child care programs on women work effort*. Journal of Population Economics, vol. 82, no.2:136–163.
- HECKMAN, J. J. (1979). *Sample Selection bias as a specification error*. Econometrica, Vol. 47 (1): 153-161.
- IBGE (2003). *Documentação da amostra de uso público dos registros da amostra do censo demográfico de 2000 – AUP*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro - RJ.
- JANN, B. (2008). *A STATA implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition*. The Stata Journal (forthcoming).
- KASSOUF, A. L. (1994). *The wage rate estimation using the Heckman procedure*. Revista de Econometria, vol. 14 (1): 89-107. Rio de Janeiro-RJ.
- KIM, W. B. (1985). *Urban unemployment and labor force participation in Korea*. The Annals of Regional Science, vol. 21, no. 1: 44-55.
- KIMMEL, J. (1998). *Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single and Married Mothers*. The Review of Economics and Statistics, vol. 80, no. 2, pp. 287-299.
- LECLERE, F. B. e McLAUGHLIN D. K. (1997). *Family migration and changes in women's earnings: A decomposition analysis*. Population Research and Policy Review, vol. 16: 315–335.
- MARSHALL, A. (1890). *Principles of Economics*. Macmillan, London.
- MINCER, J. (1978). *Family migration decisions*. Journal of Political Economy, vol. 86, n. 5: 749-773.
- MINCER, J. e OFEK, H. (1982). *Interrupted work careers: Depreciation and restoration of human capital*. Journal of Human Resources, vol. 17: 1–24.
- MORETTI, E. (2004). *Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-sectional Data*. Journal of Econometrics, n.121: 175-212.
- OAXACA, R. 1973. *Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets*. International Economic Review, vol. 14: 693–709.
- OFEK, H. e MERRIL, Y. (1997). *Labor immobility and the formation of gender wage gaps in local markets*. Economic Inquiry, vol. 35, no.1: 28-47.

- OIT, 2008. *Tendencias mundiales del empleo de las mujeres*. Organización Internacional do Trabalho - OIT. Genebra - Suíça, março - 2008.
- PENCAVEL, John (1986). *Labor supply of men: a survey*. In: ASHENFELTER, O. e LAYARD, R. (eds.). *Handbook of labor economics*. Vol. I. Elsevier Science Publishers BV, 3-102.
- PHIMISTER, E. (2005). *Urban effects on participation and wages: Are there gender differences?*. *Journal of Urban Economics*, vol. 58: 513–536.
- PINHEIRO, L. et al, 2008. *Retrato das Desigualdades de gênero e raça*. 3ª ed. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA, Secretaria Especial de Políticas para as Mulheres – SPM, – Fundo de Desenvolvimento das Nações Unidas para a Mulher - UNIFEM.
- QUEIROZ, B. L. (2003). *Diferencial Regional de Salários e Retornos Sociais à Educação: Uma Abordagem Hierárquica*. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Org.). *Mercado de Trabalho: Uma Análise a Partir das Pesquisas Domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003.
- RAUCH, J. (1993). *Productivity gains from geographic concentration of human capital: Evidence from the cities*. *Journal of Urban Economics*, vol. 34: 3-33.
- REIMERS, C. W. (1985). *Cultural Differences in Labor Force Participation Among Married Women*. *The American Economic Review*, vol. 75, no. 2, pp. 251-255.
- ROSENTHAL, S. S. e STRANGE, W. C. (2003). *Agglomeration, Labor Supply, and the Urban Rat Race*. Syracuse University, Center for Policy Research. Working Paper no. 57.
- ROUWENDAL, J. (1999). *Spatial job search and commuting distances*. *Regional Science and Urban Economics*, vol, 29: 491–517.
- SANDELL, S. H. (1977). *Women and the Economics of Family Migration*. *Review of Economics and Statistics*, vol. 59, no. 04: 406-14.
- SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. (2005). *Migração, Seleção e Diferenças Regionais de Renda no Brasil*. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 35, n.3: 299-331.
- SCORZAFAVE, L. G. e MENEZES-FILHO, N. A. (2001). *Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes*. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.31, n.3, p.441-478.
- SILVA, T. F. B.; SILVEIRA NETO, R. M. (2005). *Migração e Seleção no Brasil: Evidências para o Decênio 1993-2003*. *Anais do X Encontro de Economia Regional do Nordeste*. Fortaleza, 2005.
- VAN HAM, M. (2002). *Job access, workplace mobility, and occupational achievement*. Eburon, Delft.
- VAN HAM, M. e BÜCHEL, F. (2004). *Unwilling or Unable? Spatial, Institutional and Socio-Economic Restrictions on Females' Labor Market Access*. Institute for the Study of Labor - IZA. Discussion Paper no. 1034.
- WEICHSELBAUMER, D. e WINTER-EBMER, R. (2005). *Meta-Analysis of the International Wage Gap*. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, No. 3: 479-511.

WHEATON, W.C. e LEWIS, M. J. (2002). *Urban Wages and Labor Market Agglomeration*. Journal of Urban Economics, vol. 51: 542 - 562.

WHEELER, C. H. (2006). *Cities and the growth of wages among young workers: Evidence from the NLSY*. Journal of Urban Economics, vol. 60: 162–184.

WOOLDRIDGE, J. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

YANKOW, J. J. (2006). *Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium*. Journal of Urban Economics, vol.60: 139-161.

APÊNDICE

Tabela A.1 - Estatísticas sumárias das variáveis utilizadas

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Região metropolitana	3335216	0.7317	0.4431	0	1
Norte	3335216	0.0539	0.2259	0	1
Nordeste	3335216	0.1956	0.3967	0	1
Sudeste	3335216	0.5661	0.4956	0	1
Sul	3335216	0.1130	0.3166	0	1
Centro-oeste	3335216	0.0713	0.2574	0	1
Mulher	3335216	0.5468	0.4978	0	1
Idade	3335216	33.9171	11.8617	18	65
Idade ao quadrado	3335216	1291.0710	900.5192	324	4225
Branco	3335216	0.5641	0.4959	0	1
Migrante	3335216	0.0472	0.2121	0	1
Casado	3335216	0.5779	0.4939	0	1
Nunca casados	3335216	0.3004	0.4584	0	1
Filhos menores de 06 anos	3335216	0.2380	0.4258	0	1
Filhos entre 07 e 14 anos	3335216	0.2483	0.4320	0	1
Anos de estudo	3335216	7.8752	4.1411	0	17
01 a 03 anos de estudo	3335216	0.0992	0.2989	0	1
04 a 07 anos de estudo	3335216	0.2839	0.4509	0	1
08 a 10 anos de estudo	3335216	0.2098	0.4071	0	1
11 a 14 anos de estudo	3335216	0.2837	0.4508	0	1
15 ou mais anos de estudo	3335216	0.0747	0.2630	0	1
Ensino Superior	3335216	0.0916	0.2884	0	1
Economicamente ativa	3335216	0.6640	0.4723	0	1
Ocupado	3335216	0.5002	0.5000	0	1
Buscando ocupação	3335216	0.1638	0.3701	0	1
Participação relativa da Mulher	3335216	0.7228	0.0855	0.3911	0.9154
Participação relativa do Homem	3335216	0.9245	0.0335	0.6241	0.9846
Diferencial de participação entre gêneros	3335216	0.2016	0.0605	0.0654	0.4595
Salário-hora (<i>log</i>)	1713128	2.3951	0.9049	-3.7842	9.6158
Servidor Público	3335216	0.0448	0.2069	0	1
Carteira Assinada	3335216	0.3510	0.4773	0	1
Setor Agrícola e Indústrias Extrativas	3335216	0.0071	0.0839	0	1
Indústrias de Transformação	3335216	0.0986	0.2981	0	1
Construção	3335216	0.0358	0.1859	0	1
Comércio e Serviços Pessoais	3335216	0.1666	0.3726	0	1
Serviços financeiros, Imobiliários e prestados às Empresas	3335216	0.0639	0.2446	0	1
Administração Pública, Educação, Saúde e Serviços Sociais	3335216	0.1131	0.3167	0	1

Continua.

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Outros Serviços Coletivos, Sociais e Pessoais e Atividades mal especificadas	3335216	0.0288	0.1672	0	1
Parcela de Brancos	3335216	0.3357	0.0910	0.0015	0.5313
Parcela de migrantes	3335216	0.0246	0.0141	0.0002	0.1594
Parcela no Setor Agrícola	3335216	1.2149	1.5020	0.1237	20.4115
Parcela no Setor de Transformação	3335216	18.0481	8.8088	4.9857	53.7283
Parcela com Nível Superior	3335216	0.1596	0.0669	0.0006	0.3016
Parcela no Serviço Público	3335216	0.0529	0.0248	0.0009	0.2229
Média de anos de estudo no município	3335216	7.8920	0.8091	5.1954	9.9014
Proporção de casados	3335216	0.3184	0.0394	0.0030	0.4292
População	3335216	1.9972	2.8517	0.1007	8.4595
Mulher x população	3335216	1.1055	2.3475	0	8.4595
Densidade demográfica	3335216	2.4004	2.1668	0.0097	9.2627
Mulher x Densidade demográfica	3335216	1.3210	2.0039	0	9.2627

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000.

Tabela A.2 - Características demográficas e econômicas dos municípios brasileiros com mais de cem mil habitantes.

Município	UF	População	Densidade populacional	Média de anos de estudo	Ensino Superior	PEA	Desemprego	Part. Mulher	Part. Homem	Carteira Assinada	Sevidor Público	Setor A	Setor B	Setor C	Setor D	Setor E	Setor F	Setor G
Porto Velho	Rondônia	0.3529	0.0104	7.75	5.9	75.5	13.7	61.6	88.3	61.4	5.9	1.6	8.1	5.1	5.1	5.1	43.3	43.3
Rio Branco	Acre	0.2191	0.0222	7.19	11.7	80.7	8.0	72.5	89.4	73.0	5.9	1.2	5.2	5.1	5.1	5.1	58.0	58.0
Manaus	Amazonas	0.7369	0.0646	7.59	11.7	85.9	9.4	75.1	93.6	60.9	8.0	0.8	20.5	6.1	6.1	6.1	32.1	32.1
Boa Vista	Roraima	0.1722	0.0303	7.60	9.7	91.9	3.2	87.4	95.8	37.8	22.3	1.7	5.9	5.3	5.3	5.3	61.5	61.5
Ananindeua	Pará	0.1854	0.9727	7.44	10.1	74.8	11.4	57.9	86.0	65.6	7.3	1.0	11.9	7.8	7.8	7.8	36.3	36.3
Belém	Pará	0.7824	0.7345	8.05	18.8	74.2	12.0	62.2	84.4	63.5	8.3	1.4	9.4	5.7	5.7	5.7	44.2	44.2
Marabá	Pará	0.1523	0.0101	6.47	2.4	70.6	8.6	44.4	90.4	50.4	7.5	4.7	10.4	5.9	5.9	5.9	38.6	38.6
Santarém	Pará	0.2356	0.0097	7.16	2.7	62.9	13.8	39.1	84.2	61.0	3.5	5.6	14.0	6.4	6.4	6.4	33.3	33.3
Macapá	Amapá	0.2452	0.0375	7.59	8.5	64.6	22.0	51.1	79.3	60.2	7.1	1.3	6.4	5.1	5.1	5.1	60.0	60.0
Araguaína	Tocantins	0.1279	0.0328	6.44	3.0	66.3	16.7	48.2	84.0	63.8	2.9	5.3	8.4	8.3	8.3	8.3	24.2	24.2
Palmas	Tocantins	0.1770	0.0718	7.64	6.8	73.3	14.6	54.2	89.2	55.7	9.6	1.5	8.1	16.4	16.4	16.4	40.6	40.6
Imperatriz	Maranhão	0.1892	0.1235	6.59	2.6	66.3	14.4	47.3	88.2	52.3	3.0	1.5	13.3	6.3	6.3	6.3	29.6	29.6
Paço do Lumiar	Maranhão	0.1056	0.8851	7.89	0.1	57.1	25.8	53.0	62.4	24.0	0.1	2.9	6.5	14.3	14.3	14.3	54.1	54.1
São José de Ribamar	Maranhão	0.1058	0.2437	7.34	0.3	61.3	33.3	42.5	79.2	49.3	0.6	4.4	9.8	10.2	10.2	10.2	32.7	32.7
São Luís	Maranhão	0.8543	1.0317	8.13	5.1	66.5	30.2	51.1	83.3	58.9	3.8	1.9	9.9	9.1	9.1	9.1	31.4	31.4
Parnaíba	Piauí	0.1034	0.2402	5.87	2.8	64.1	12.9	43.0	82.3	60.9	3.7	4.2	10.8	8.3	8.3	8.3	34.5	34.5
Teresina	Piauí	0.7460	0.4460	7.29	5.9	72.3	12.5	56.6	86.3	64.8	6.5	1.5	11.6	9.0	9.0	9.0	37.9	37.9
Caucaia	Ceará	0.1044	0.0877	6.00	4.6	80.2	8.8	62.8	92.2	58.0	3.5	1.4	18.3	11.3	11.3	11.3	25.0	25.0
Crato	Ceará	0.1022	0.0918	6.84	5.9	68.6	14.2	54.8	84.0	69.7	3.1	2.7	22.3	6.0	6.0	6.0	34.8	34.8
Fortaleza	Ceará	1.3136	4.2048	7.39	15.7	81.7	7.5	71.5	90.7	65.2	6.0	0.9	15.5	6.1	6.1	6.1	38.0	38.0
Iguatu	Ceará	0.1134	0.1092	5.92	1.5	63.2	13.3	45.3	85.5	56.2	2.7	3.9	21.1	7.2	7.2	7.2	29.3	29.3
Juazeiro do Norte	Ceará	0.1781	0.7599	5.59	3.2	66.7	12.6	47.9	86.7	62.5	2.7	1.4	22.0	7.1	7.1	7.1	24.9	24.9
Sobral	Ceará	0.1864	0.0879	5.89	5.7	70.9	14.9	55.2	86.7	63.8	3.5	2.7	33.4	8.7	8.7	8.7	28.2	28.2
Parnamirim	Rio Grande do Norte	0.1188	0.9422	7.68	9.3	71.9	15.2	54.5	89.0	64.7	6.1	2.0	13.0	6.2	6.2	6.2	37.9	37.9
Mossoró	Rio Grande do Norte	0.1856	0.0884	6.72	9.0	66.6	20.0	51.8	84.1	70.1	3.1	6.3	12.0	5.0	5.0	5.0	39.4	39.4
Natal	Rio Grande do Norte	0.7124	4.2128	7.77	10.4	69.5	17.1	56.1	85.3	66.7	5.3	1.5	10.5	5.1	5.1	5.1	41.8	41.8
Campina Grande	Paraíba	0.4052	0.6317	7.09	10.7	65.5	19.3	51.9	82.6	66.4	3.8	1.4	16.1	5.9	5.9	5.9	35.8	35.8
João Pessoa	Paraíba	0.7822	3.7266	7.95	13.4	70.8	17.8	59.3	84.6	59.7	8.0	1.1	11.0	5.6	5.6	5.6	44.8	44.8
Caruaru	Pernambuco	0.3643	0.3925	6.33	3.8	66.6	12.6	49.3	87.5	54.0	2.1	1.3	19.6	4.8	4.8	4.8	25.1	25.1
Garanhuns	Pernambuco	0.1410	0.3027	6.26	4.5	64.8	17.1	47.2	84.9	61.5	3.2	2.1	12.1	4.2	4.2	4.2	33.9	33.9
Jaboatão dos Guararapes	Pernambuco	0.2399	0.9365	6.95	14.6	76.4	14.4	61.8	90.3	69.7	3.2	0.6	15.3	6.9	6.9	6.9	27.2	27.2
Olinda	Pernambuco	0.1817	4.7944	7.76	19.7	78.9	15.2	68.8	89.4	66.7	5.1	0.5	10.5	4.6	4.6	4.6	38.8	38.8
Paulista	Pernambuco	0.1114	1.0940	7.79	16.0	79.1	14.2	66.0	91.2	69.0	4.9	0.5	14.1	5.6	5.6	5.6	34.3	34.3
Petrolina	Pernambuco	0.2671	0.0564	6.67	4.3	67.0	18.8	50.9	85.0	63.0	3.0	8.7	10.6	7.1	7.1	7.1	27.2	27.2
Recife	Pernambuco	0.8465	3.8868	7.97	23.3	80.1	12.8	71.4	89.7	66.3	6.3	0.6	10.0	3.9	3.9	3.9	39.7	39.7
Vitória de Santo Antão	Pernambuco	0.1174	0.3410	5.44	2.8	58.4	19.3	41.9	81.0	57.8	2.2	3.0	14.2	5.0	5.0	5.0	31.5	31.5
Arapiraca	Alagoas	0.1374	0.3753	5.21	4.3	66.6	15.1	53.8	85.1	59.6	3.5	5.2	11.9	3.2	3.2	3.2	38.9	38.9
Maceió	Alagoas	0.8121	1.5901	6.91	10.0	70.9	21.4	59.1	85.0	66.8	5.3	1.3	8.3	4.6	4.6	4.6	44.5	44.5
Aracaju	Sergipe	0.5228	2.8867	7.96	14.2	71.3	18.7	60.8	84.0	71.5	5.5	1.6	8.7	5.2	5.2	5.2	45.9	45.9
Alagoínhas	Bahia	0.1593	0.2170	6.81	2.2	66.7	25.0	49.1	85.5	73.7	2.7	3.1	16.3	7.3	7.3	7.3	32.4	32.4
Barreiras	Bahia	0.1500	0.0126	6.42	2.6	73.9	9.4	55.4	90.1	56.3	4.9	7.4	10.2	7.6	7.6	7.6	28.4	28.4
Camaçari	Bahia	0.1296	0.1706	6.12	1.5	80.1	14.5	59.7	92.0	78.7	2.2	2.0	22.2	19.2	19.2	19.2	17.2	17.2
Feira de Santana	Bahia	0.5611	0.4209	6.99	3.1	72.5	18.0	58.2	89.0	65.0	2.9	1.7	17.2	5.3	5.3	5.3	27.1	27.1
Ilhéus	Bahia	0.2600	0.1412	6.49	3.1	71.5	19.8	54.9	88.3	75.3	1.3	5.2	12.1	5.4	5.4	5.4	30.3	30.3
Itabuna	Bahia	0.2599	0.5864	6.41	3.9	69.6	22.2	56.9	83.8	75.1	1.4	3.2	12.3	5.4	5.4	5.4	29.8	29.8
Jequié	Bahia	0.1290	0.0425	5.68	2.7	75.4	19.2	62.6	87.7	69.7	1.9	2.6	18.9	7.1	7.1	7.1	29.1	29.1
Juazeiro	Bahia	0.1788	0.0280	6.33	2.6	73.8	18.7	57.7	89.0	67.4	2.6	9.4	12.1	5.6	5.6	5.6	28.8	28.8
Lauro de Freitas	Bahia	0.1173	1.9610	7.25	6.3	79.2	17.2	65.6	90.8	74.8	2.3	2.0	15.4	10.9	10.9	10.9	20.2	20.2
Paulo Afonso	Bahia	0.1127	0.0666	5.94	2.2	64.5	20.6	46.1	84.0	67.1	3.4	2.0	15.0	10.1	10.1	10.1	33.3	33.3
Salvador	Bahia	1.3099	4.0367	7.94	18.0	85.7	12.7	77.9	93.0	70.9	4.7	1.2	10.8	7.0	7.0	7.0	34.2	34.2

Continua.

Município	UF	População	Densidade populacional	Média de anos de estudo	Ensino Superior	PEA	Desemprego	Part. Mulher	Part. Homem	Carteira Assinada	Sevidor Público	Setor A	Setor B	Setor C	Setor D	Setor E	Setor F	Setor G
Teixeira de Freitas	Bahia	0.1119	0.0970	5.20	1.5	73.1	13.8	50.2	90.7	66.3	1.8	11.1	11.8	7.5	7.5	7.5	18.2	18.2
Vitória da Conquista	Bahia	0.2863	0.0893	5.96	2.5	72.7	16.5	56.5	89.0	63.5	2.4	3.9	11.4	6.7	6.7	6.7	27.5	27.5
Belo Horizonte	Minas Gerais	1.5896	4.8039	8.45	19.2	83.5	9.0	74.5	91.6	73.9	5.7	1.0	15.4	5.5	5.5	5.5	31.8	31.8
Betim	Minas Gerais	0.1692	0.4892	6.43	5.7	87.1	7.3	72.8	94.7	78.9	5.2	1.0	32.6	9.6	9.6	9.6	20.5	20.5
Contagem	Minas Gerais	0.3627	1.8628	7.23	8.2	88.2	6.1	78.3	94.9	75.5	5.8	0.9	27.1	6.1	6.1	6.1	21.8	21.8
Divinópolis	Minas Gerais	0.1503	0.2120	7.27	10.4	84.5	5.0	71.4	93.9	77.9	3.8	1.8	27.9	9.4	9.4	9.4	23.4	23.4
Governador Valadares	Minas Gerais	0.1863	0.0793	6.87	9.6	83.9	6.7	73.5	91.8	61.9	6.0	2.6	15.5	7.1	7.1	7.1	26.7	26.7
Ipatinga	Minas Gerais	0.1631	0.9854	7.14	7.9	82.5	6.1	66.3	92.2	83.8	3.0	1.0	40.0	9.0	9.0	9.0	20.3	20.3
Juiz de Fora	Minas Gerais	0.3729	0.2591	7.94	14.7	82.0	6.8	70.8	91.3	78.8	5.5	1.5	19.2	6.5	6.5	6.5	33.7	33.7
Montes Claros	Minas Gerais	0.3561	0.0994	7.23	3.8	71.6	15.2	53.7	87.4	70.0	3.7	2.8	20.8	8.0	8.0	8.0	26.4	26.4
Ribeirão das Neves	Minas Gerais	0.1171	0.7595	5.78	2.1	86.5	7.6	71.8	93.9	76.0	5.7	1.4	18.2	15.7	15.7	15.7	18.9	18.9
Santa Luzia	Minas Gerais	0.1008	0.4313	6.37	4.4	87.6	7.0	75.2	95.0	77.2	5.3	1.1	20.9	10.8	10.8	10.8	22.3	22.3
Sete Lagoas	Minas Gerais	0.1358	0.2527	6.97	11.7	85.9	6.0	73.9	94.3	69.3	7.2	2.6	26.9	6.6	6.6	6.6	31.4	31.4
Teófilo Otoni	Minas Gerais	0.1505	0.0464	6.69	5.8	71.1	11.8	56.8	87.8	59.9	6.6	1.5	6.6	8.1	8.1	8.1	41.3	41.3
Uberaba	Minas Gerais	0.1721	0.0381	7.65	10.8	92.5	1.8	86.5	96.5	79.8	3.7	5.1	17.2	7.9	7.9	7.9	29.2	29.2
Uberlândia	Minas Gerais	0.3292	0.0802	7.88	11.6	92.1	2.1	85.6	96.2	70.5	6.6	3.7	15.3	6.8	6.8	6.8	28.9	28.9
Cachoeiro de Itapemirim	Espírito Santo	0.1206	0.1355	6.94	7.4	86.1	6.3	72.8	95.6	74.2	2.9	2.7	23.2	6.1	6.1	6.1	24.0	24.0
Cariacica	Espírito Santo	0.1585	0.5562	6.59	4.5	85.7	7.2	71.0	94.7	72.6	4.2	2.4	16.4	9.2	9.2	9.2	21.6	21.6
Serra	Espírito Santo	0.1591	0.2887	6.80	6.6	86.5	8.3	72.9	94.7	73.5	4.7	2.8	19.4	11.4	11.4	11.4	22.8	22.8
Vila Velha	Espírito Santo	0.2461	1.1280	8.24	14.9	85.0	7.1	74.4	93.6	71.6	5.7	1.8	16.6	5.8	5.8	5.8	32.4	32.4
Vitória	Espírito Santo	0.2676	3.0130	9.22	24.2	85.1	7.0	77.3	92.1	70.1	6.9	2.4	11.1	4.5	4.5	4.5	41.5	41.5
Barra Mansa	Rio de Janeiro	0.1060	0.1935	6.94	9.6	83.5	7.0	66.6	94.1	77.7	2.7	0.8	27.0	7.7	7.7	7.7	21.2	21.2
Belford Roxo	Rio de Janeiro	0.1719	2.1545	6.41	6.4	80.7	11.3	64.0	92.0	70.5	4.1	0.4	17.7	9.0	9.0	9.0	21.5	21.5
Campos dos Goytacazes	Rio de Janeiro	0.2900	0.0720	7.00	8.9	84.9	6.4	73.1	93.9	67.4	4.2	6.9	13.3	6.1	6.1	6.1	33.7	33.7
Duque de Caxias	Rio de Janeiro	0.3531	0.7600	6.79	8.9	83.1	10.5	68.8	93.7	72.9	3.8	0.7	20.4	8.4	8.4	8.4	23.7	23.7
Itaperuna	Rio de Janeiro	0.1016	0.0920	6.81	5.6	77.1	5.5	61.2	91.5	75.5	2.2	4.2	18.7	7.3	7.3	7.3	33.1	33.1
Macaé	Rio de Janeiro	0.1027	0.0845	7.49	12.4	85.7	4.2	73.0	93.6	80.5	3.0	20.4	10.0	5.9	5.9	5.9	24.5	24.5
Niterói	Rio de Janeiro	0.4844	3.6839	9.90	30.2	80.6	10.3	72.6	88.8	69.1	6.9	0.9	9.9	4.1	4.1	4.1	40.2	40.2
Nova Friburgo	Rio de Janeiro	0.1688	0.1810	7.23	6.9	93.1	1.4	89.6	96.1	78.3	2.3	1.3	29.8	4.7	4.7	4.7	29.9	29.9
Nova Iguaçu	Rio de Janeiro	0.6427	1.1519	7.03	10.9	85.3	7.5	71.2	94.0	67.9	5.5	0.5	13.7	8.6	8.6	8.6	28.5	28.5
Petrópolis	Rio de Janeiro	0.2317	0.2992	7.20	12.7	83.2	7.7	71.5	93.0	78.1	2.7	1.2	23.6	5.7	5.7	5.7	25.1	25.1
Rio de Janeiro	Rio de Janeiro	4.8756	3.8661	8.75	24.0	84.9	7.6	75.1	93.0	70.7	6.4	0.8	11.2	4.1	4.1	4.1	32.0	32.0
São Gonçalo	Rio de Janeiro	0.7066	2.8184	7.47	12.2	86.5	6.8	75.7	94.0	70.3	5.2	0.7	12.6	6.4	6.4	6.4	28.7	28.7
São João de Meriti	Rio de Janeiro	0.3119	8.9629	7.18	9.3	87.9	7.0	75.8	95.5	69.8	5.2	0.4	16.8	5.5	5.5	5.5	24.0	24.0
Teresópolis	Rio de Janeiro	0.1098	0.1425	6.96	11.0	83.8	8.2	72.5	93.2	68.7	3.9	2.1	14.6	7.9	7.9	7.9	30.6	30.6
Volta Redonda	Rio de Janeiro	0.1641	0.9002	7.80	16.2	83.5	8.2	69.6	93.2	80.2	2.6	0.7	30.2	7.0	7.0	7.0	22.6	22.6
Americana	São Paulo	0.1291	0.9664	7.85	15.5	87.2	5.2	73.1	96.1	80.5	2.5	0.6	44.1	3.9	3.9	3.9	20.5	20.5
Araçatuba	São Paulo	0.1610	0.1379	8.17	11.7	77.0	8.4	62.3	90.2	72.0	4.1	2.9	18.3	7.2	7.2	7.2	32.2	32.2
Araraquara	São Paulo	0.1460	0.1452	8.36	16.7	86.2	7.2	75.7	93.6	81.2	3.1	2.1	19.0	6.9	6.9	6.9	30.0	30.0
Barueri	São Paulo	0.1381	2.1518	7.10	13.3	86.4	6.9	72.5	95.7	78.1	4.2	0.6	28.1	6.5	6.5	6.5	21.9	21.9
Bauru	São Paulo	0.2530	0.3756	8.29	18.1	83.9	8.1	72.3	93.1	76.4	5.0	1.2	17.0	6.3	6.3	6.3	28.2	28.2
Bragança Paulista	São Paulo	0.1014	0.1975	7.45	12.7	85.9	6.5	74.5	93.8	75.8	2.8	2.7	27.8	7.1	7.1	7.1	27.4	27.4
Campinas	São Paulo	0.7890	0.9916	8.41	21.9	86.2	6.7	76.6	93.5	79.7	3.8	0.8	23.8	5.2	5.2	5.2	25.6	25.6
Carapicuíba	São Paulo	0.2032	5.8069	6.90	9.7	88.9	6.6	78.7	95.2	77.1	4.3	0.6	25.7	6.9	6.9	6.9	18.2	18.2
Cotia	São Paulo	0.1007	0.3111	7.23	13.8	87.1	6.9	76.0	95.5	73.2	3.8	1.5	26.0	7.4	7.4	7.4	21.7	21.7
Diadema	São Paulo	0.1773	5.7755	7.02	10.4	88.5	8.5	78.0	95.9	76.2	4.0	0.2	41.8	4.1	4.1	4.1	16.6	16.6
Embu	São Paulo	0.1165	1.6613	6.50	7.4	87.1	8.1	76.2	93.8	76.9	2.7	0.8	21.6	9.0	9.0	9.0	17.8	17.8
Franca	São Paulo	0.2087	0.3436	7.31	10.7	89.1	3.7	78.7	96.0	73.6	2.2	2.4	48.7	5.1	5.1	5.1	17.1	17.1
Guarujá	São Paulo	0.1490	1.0441	6.85	12.6	86.5	8.0	73.8	95.0	73.4	4.5	1.1	11.4	7.5	7.5	7.5	28.4	28.4
Guarulhos	São Paulo	0.7578	2.3898	7.38	16.3	88.7	7.2	79.2	95.8	75.9	4.4	0.4	29.5	4.2	4.2	4.2	22.3	22.3
Itapetininga	São Paulo	0.1128	0.0630	7.62	17.9	82.6	6.8	70.4	92.6	69.3	6.5	8.4	14.8	5.6	5.6	5.6	37.7	37.7
Itaquaquecetuba	São Paulo	0.1293	1.5801	6.14	6.1	86.6	8.0	71.7	95.2	71.2	4.6	1.4	36.7	9.3	9.3	9.3	16.3	16.3

Continua.

Município	UF	População	Densidade populacional	Média de anos de estudo	Ensino Superior	PEA	Desemprego	Part. Mulher	Part. Homem	Carteira Assinada	Sevidor Público	Setor A	Setor B	Setor C	Setor D	Setor E	Setor F	Setor G
Itu	São Paulo	0.1019	0.1592	7.44	13.8	86.4	5.3	74.3	94.5	82.4	2.6	1.9	38.3	5.3	5.3	5.3	22.4	22.4
Jacareí	São Paulo	0.1354	0.2944	7.73	10.8	87.7	7.1	74.7	96.0	80.8	2.8	1.4	39.5	5.7	5.7	5.7	18.6	18.6
Jundiaí	São Paulo	0.2692	0.6232	8.05	17.5	87.0	5.4	75.6	95.2	81.8	3.0	0.5	35.9	5.0	5.0	5.0	19.6	19.6
Limeira	São Paulo	0.1756	0.3023	7.31	10.2	85.5	6.2	68.3	94.9	76.1	2.3	2.8	38.2	7.6	7.6	7.6	15.8	15.8
Marília	São Paulo	0.1497	0.1279	7.96	12.7	93.5	1.7	88.7	96.7	74.6	5.4	1.8	20.9	6.7	6.7	6.7	32.7	32.7
Mauá	São Paulo	0.1764	2.8277	7.05	11.5	86.3	8.5	72.6	95.4	78.5	3.8	0.3	39.5	4.8	4.8	4.8	18.9	18.9
Moji das Cruzes	São Paulo	0.2540	0.3501	8.10	20.3	85.8	7.5	76.5	93.4	72.6	6.2	2.0	29.5	5.7	5.7	5.7	29.7	29.7
Osasco	São Paulo	0.5000	7.7044	7.71	16.9	89.6	6.3	81.2	95.6	77.2	4.6	0.3	23.0	4.1	4.1	4.1	20.6	20.6
Piracicaba	São Paulo	0.2561	0.1872	7.78	15.0	84.3	6.4	69.7	94.1	80.0	3.2	1.3	30.0	6.9	6.9	6.9	23.1	23.1
Praia Grande	São Paulo	0.1217	0.8472	7.28	13.3	85.4	8.5	74.0	94.5	66.9	6.2	0.3	11.1	10.7	10.7	10.7	29.9	29.9
Presidente Prudente	São Paulo	0.1590	0.2828	8.42	12.7	76.5	8.9	65.0	88.2	75.7	4.7	1.8	11.4	4.3	4.3	4.3	34.9	34.9
Ribeirão Preto	São Paulo	0.4159	0.6394	8.40	18.5	86.2	5.6	76.1	94.3	79.3	3.3	1.4	15.9	4.7	4.7	4.7	29.0	29.0
Rio Claro	São Paulo	0.1315	0.2637	7.98	15.5	86.3	6.3	74.3	95.2	83.8	2.3	2.9	34.4	6.4	6.4	6.4	24.5	24.5
Santo André	São Paulo	0.4735	2.7086	8.45	22.3	87.3	7.5	77.2	95.3	79.0	3.6	0.2	35.7	3.2	3.2	3.2	21.7	21.7
Santos	São Paulo	0.4298	1.5332	9.40	28.1	85.3	8.2	77.2	93.7	74.6	5.9	0.6	13.3	2.8	2.8	2.8	33.4	33.4
São Bernardo do Campo	São Paulo	0.5159	1.2701	8.33	23.4	87.9	7.5	77.6	95.9	76.6	4.0	0.2	36.5	3.4	3.4	3.4	21.8	21.8
São Caetano do Sul	São Paulo	0.1417	9.2627	9.85	30.1	87.4	6.9	78.7	95.8	79.9	3.6	0.1	32.9	2.2	2.2	2.2	24.3	24.3
São Carlos	São Paulo	0.1584	0.1389	8.31	14.7	83.4	5.6	71.1	91.7	82.3	2.7	3.0	33.7	4.6	4.6	4.6	27.5	27.5
São José do Rio Preto	São Paulo	0.3412	0.7882	8.38	10.4	75.7	6.9	61.2	89.6	76.9	2.4	1.5	17.9	5.4	5.4	5.4	27.2	27.2
São José dos Campos	São Paulo	0.4121	0.3748	8.31	16.5	86.9	6.3	73.5	95.5	80.4	3.8	0.6	35.3	4.9	4.9	4.9	21.4	21.4
São Paulo	São Paulo	8.4595	5.5472	8.46	21.3	84.1	9.7	74.1	93.5	74.1	3.9	0.2	19.7	3.9	3.9	3.9	22.5	22.5
São Vicente	São Paulo	0.1871	1.2609	7.56	16.2	87.1	8.2	77.1	95.0	75.2	5.4	0.5	14.7	5.2	5.2	5.2	28.9	28.9
Sorocaba	São Paulo	0.3736	0.8319	8.08	19.4	86.1	6.0	74.3	94.6	77.6	4.9	0.8	31.1	6.5	6.5	6.5	26.7	26.7
Sumaré	São Paulo	0.1027	0.6716	6.63	6.8	88.4	6.5	71.7	96.0	76.9	3.0	1.6	32.5	10.6	10.6	10.6	16.7	16.7
Suzano	São Paulo	0.1351	0.6942	7.16	12.4	86.3	7.1	74.1	94.8	73.7	4.7	1.6	35.7	6.8	6.8	6.8	23.2	23.2
Taboão da Serra	São Paulo	0.1292	6.3019	7.36	12.3	90.4	5.9	82.8	96.0	77.2	4.2	0.7	21.2	6.2	6.2	6.2	21.3	21.3
Taubaté	São Paulo	0.2014	0.3218	8.21	15.8	85.6	6.7	73.6	93.5	75.0	5.5	0.6	32.8	5.0	5.0	5.0	29.0	29.0
Cascavel	Paraná	0.1743	0.0845	7.47	8.0	94.1	1.7	88.6	97.4	73.7	3.3	1.7	15.0	6.7	6.7	6.7	24.2	24.2
Curitiba	Paraná	1.3492	3.1377	8.93	22.1	87.8	5.7	78.9	95.2	78.1	4.3	0.4	19.0	4.4	4.4	4.4	28.2	28.2
Foz do Iguaçu	Paraná	0.1650	0.2800	7.11	9.3	94.0	2.3	88.9	97.4	58.5	3.9	1.1	9.6	5.6	5.6	5.6	24.9	24.9
Guarapuava	Paraná	0.1870	0.0593	6.39	5.3	66.8	15.0	46.2	90.0	77.0	1.8	5.2	19.3	5.2	5.2	5.2	25.1	25.1
Londrina	Paraná	0.2847	0.1651	8.15	13.1	93.5	2.0	87.8	97.2	74.5	4.1	1.9	16.3	5.9	5.9	5.9	28.2	28.2
Maringá	Paraná	0.1963	0.4007	8.54	13.7	93.7	1.6	89.1	97.2	74.3	3.8	1.6	16.6	4.8	4.8	4.8	30.0	30.0
Ponta Grossa	Paraná	0.1941	0.0940	7.37	10.8	93.3	1.6	87.3	97.1	83.4	3.3	2.5	21.1	5.2	5.2	5.2	29.1	29.1
São José dos Pinhais	Paraná	0.1431	0.1539	7.00	6.5	89.2	5.9	77.5	96.7	79.9	2.2	0.8	31.9	7.1	7.1	7.1	17.5	17.5
Blumenau	Santa Catarina	0.2241	0.4400	8.09	14.5	90.7	3.5	83.4	96.5	83.6	3.0	0.4	37.2	3.8	3.8	3.8	20.6	20.6
Chapecó	Santa Catarina	0.1226	0.1963	7.52	8.5	96.2	1.2	91.5	98.5	77.4	4.9	2.6	29.5	6.8	6.8	6.8	20.6	20.6
Criciúma	Santa Catarina	0.1225	0.5838	7.71	10.5	94.5	1.3	88.9	97.8	76.0	3.4	4.2	30.3	7.5	7.5	7.5	22.6	22.6
Florianópolis	Santa Catarina	0.3203	0.7350	9.60	23.5	84.8	6.0	78.5	91.0	67.7	8.9	0.7	8.3	3.6	3.6	3.6	44.6	44.6
Itajaí	Santa Catarina	0.1101	0.3631	7.51	14.7	85.8	5.2	74.7	94.2	74.7	5.1	3.0	19.5	4.4	4.4	4.4	26.5	26.5
Jaraguá do Sul	Santa Catarina	0.1041	0.1932	8.15	10.0	92.5	2.6	85.0	96.7	90.1	1.6	0.5	53.7	5.2	5.2	5.2	14.6	14.6
Joinville	Santa Catarina	0.3362	0.3113	8.03	12.3	89.2	4.1	76.1	96.3	85.1	2.4	0.5	43.5	4.8	4.8	4.8	18.4	18.4
Lages	Santa Catarina	0.1068	0.0404	7.39	10.4	94.1	1.7	88.2	97.7	70.4	6.9	2.7	21.5	5.5	5.5	5.5	30.1	30.1
São José	Santa Catarina	0.1147	1.0003	8.28	15.6	88.9	3.9	82.5	94.5	70.3	9.3	0.4	11.8	5.1	5.1	5.1	35.8	35.8
Canoas	Rio Grande do Sul	0.2117	1.6158	7.66	15.9	88.2	6.9	78.1	95.9	70.7	7.7	0.6	21.0	5.9	5.9	5.9	27.7	27.7
Caxias do Sul	Rio Grande do Sul	0.2457	0.1549	8.18	11.2	94.9	1.5	90.2	98.0	82.1	3.7	0.7	41.8	4.4	4.4	4.4	20.7	20.7
Gravatá	Rio Grande do Sul	0.1609	0.3365	7.37	7.2	88.8	6.3	76.9	96.4	75.2	3.0	0.5	34.2	5.4	5.4	5.4	19.0	19.0
Novo Hamburgo	Rio Grande do Sul	0.1785	0.8274	7.03	12.3	89.8	3.8	82.7	95.5	75.0	3.2	0.7	42.0	4.0	4.0	4.0	18.8	18.8
Passo Fundo	Rio Grande do Sul	0.1055	0.1391	8.12	11.7	93.6	2.4	88.9	97.2	75.6	5.1	2.2	16.1	4.8	4.8	4.8	32.3	32.3
Pelotas	Rio Grande do Sul	0.2422	0.1471	7.72	11.9	84.2	8.1	75.1	92.2	70.6	5.3	2.3	13.8	4.7	4.7	4.7	37.9	37.9
Porto Alegre	Rio Grande do Sul	1.0645	2.1483	9.45	24.0	86.1	7.2	79.6	93.0	67.6	7.5	0.4	10.3	3.3	3.3	3.3	40.7	40.7
Rio Grande	Rio Grande do Sul	0.1191	0.0420	7.25	12.0	84.2	6.8	71.2	93.8	67.9	7.3	4.1	12.8	4.4	4.4	4.4	37.5	37.5

Continua.

Município	UF	População	Densidade populacional	Média de anos de estudo	Ensino Superior	PEA	Desemprego	Part. Mulher	Part. Homem	Carteira Assinada	Sevidor Público	Setor A	Setor B	Setor C	Setor D	Setor E	Setor F	Setor G
Santa Maria	Rio Grande do Sul	0.1882	0.1032	8.77	14.6	93.9	1.6	88.5	97.4	61.1	12.1	0.9	9.0	4.8	4.8	4.8	47.9	47.9
São Leopoldo	Rio Grande do Sul	0.1463	1.3683	7.52	15.2	88.6	5.9	78.7	96.0	75.1	4.7	0.6	35.0	4.3	4.3	4.3	26.6	26.6
Viamão	Rio Grande do Sul	0.1400	0.0938	7.17	7.9	87.5	7.0	76.3	95.0	69.1	5.7	1.7	12.6	8.8	8.8	8.8	30.3	30.3
Campo Grande	Mato Grosso do Sul	0.4778	0.0590	8.05	13.1	80.1	7.5	66.7	92.0	58.5	8.0	2.4	8.6	6.1	6.1	6.1	38.1	38.1
Dourados	Mato Grosso do Sul	0.1231	0.0301	7.17	8.7	78.3	7.8	62.2	92.5	61.9	5.2	4.9	13.3	5.4	5.4	5.4	33.2	33.2
Cuiabá	Mato Grosso	0.4532	0.1141	8.47	11.3	79.5	8.6	66.7	91.1	59.1	8.3	1.8	8.9	6.2	6.2	6.2	37.2	37.2
Rondonópolis	Mato Grosso	0.1179	0.0283	6.95	5.3	77.3	7.8	57.0	92.7	61.7	4.9	10.3	10.2	7.1	7.1	7.1	24.8	24.8
Várzea Grande	Mato Grosso	0.1486	0.1648	7.06	4.5	80.3	7.6	62.9	92.3	59.7	5.6	2.4	14.7	7.1	7.1	7.1	24.2	24.2
Anápolis	Goiás	0.1559	0.1451	7.00	12.4	78.7	6.5	60.0	92.8	64.2	6.0	2.5	20.5	6.5	6.5	6.5	33.6	33.6
Aparecida de Goiânia	Goiás	0.1452	0.5022	6.37	5.8	86.1	5.2	71.7	95.1	66.1	4.9	1.4	18.7	13.1	13.1	13.1	20.4	20.4
Goiânia	Goiás	0.7702	1.0401	8.39	19.5	80.8	5.9	70.8	90.1	67.7	7.1	1.1	14.8	5.2	5.2	5.2	38.6	38.6
Luziânia	Goiás	0.1353	0.0342	5.83	2.0	74.5	12.1	50.7	91.1	67.8	4.9	2.7	14.0	12.1	12.1	12.1	26.3	26.3
Valparaíso de Goiás	Goiás	0.1042	1.7308	7.14	6.2	78.0	12.6	61.3	91.4	69.2	7.1	0.8	7.2	9.1	9.1	9.1	35.5	35.5
Brasília	Distrito Federal	1.4591	0.2515	8.71	27.6	86.6	6.1	80.1	92.6	57.8	15.7	0.5	5.0	3.5	3.5	3.5	52.5	52.5

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do Censo 2000.

Notas:

População: total de habitantes (milhões) que residiam no município na semana de referência da pesquisa.

Densidade populacional: Número de habitantes (milhares) por Km² de área do município.

Ensino Superior: Parcela da população entre 18 e 65 anos com ensino superior completo.

PEA: Parcela da população economicamente ativa (ocupada ou buscando ocupação) na semana de referência.

Desemprego: Parcela da população economicamente ativa que não estava ocupada no período.

Part. Mulher: Parcela das mulheres em idade laboral (18 a 65 anos) que era economicamente ativa.

Part. Homem: Parcela dos homens em idade laboral (18 a 65 anos) que era economicamente ativa.

Carteria assinada: Parcela da população ocupada que possuía carteria de trabalho assinada pelo empregador.

Servidor Público: Parcela da população ocupada em cargos públicos em uma das esferas do Estado.

Setor A: Parcela ocupada na Agricultura, Pecuária, Silvicultura, Exploração Florestal, Pesca e Indústrias Extrativas.

Setor B: Parcela ocupada nas Indústrias de Transformação, Produção e distribuição de eletricidade, gás e água.

Setor C: Parcela ocupada na Construção.

Setor D: Parcela ocupada no Comércio; Reparação de veículos automotores, objetos pessoais e domésticos; Alojamento e Alimentação; Transporte, Armazenagem e comunicações.

Setor E: Parcela ocupada na Intermediação Financeira; Atividades Imobiliárias, Aluguéis e Serviços Prestados Às Empresas.

Setor F: Parcela ocupada na Administração Pública, Defesa e Seguridade Social; Educação; Saúde e Serviços Sociais.

Setor G: Parcela ocupada na Outros Serviços Coletivos, Sociais e Pessoais; Organismos Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais; Atividades mal especificadas.

Tabela A.3 - Determinantes da participação no mercado de trabalho - equação de seleção do modelo de Heckman (1979) (variável dependente: *dummy* ocupado)

Variável	Total	Total	Homens	Mulheres
Anos de estudo	***0.0771 (0.0002)	***0.0771 (0.0002)	***0.0481 (0.0003)	***0.0988 (0.0003)
Idade	***0.1330 (0.0004)	***0.1329 (0.0004)	***0.1045 (0.0006)	***0.1478 (0.0006)
Idade2	***-0.0018 (0.0000)	***-0.0018 (0.0000)	***-0.0015 (0.0000)	***-0.0020 (0.0000)
Branco	***-0.0312 (0.0016)	***-0.0302 (0.0016)	***0.0068 (0.0024)	***-0.0373 (0.0023)
Mulher	***-1.0035 (0.0015)	***-1.0034 (0.0015)		
Casado	***-0.0238 (0.0019)	***-0.0237 (0.0019)	***0.6166 (0.0032)	***-0.4603 (0.0024)
Migrante	0.0020 (0.0035)	0.0037 (0.0035)	***0.1589 (0.0053)	***-0.1371 (0.0051)
Filhos menores de 06 anos	***-0.0196 (0.0020)	***-0.0193 (0.0020)	***0.1051 (0.0034)	***-0.2107 (0.0028)
Filhos entre 07 e 14 anos	***-0.0474 (0.0020)	***-0.0473 (0.0020)	***-0.0336 (0.0033)	***-0.0976 (0.0027)
Região Metropolitana	***-0.0529 (0.0022)	***-0.0753 (0.0023)	***-0.0585 (0.0033)	***-0.0537 (0.0031)
Nordeste	***0.1116 (0.0041)	***0.0706 (0.0041)	***0.0884 (0.0059)	***0.128 (0.0059)
Sudeste	***0.2227 (0.0039)	***0.2057 (0.0040)	***0.2239 (0.0057)	***0.2471 (0.0057)
Sul	***0.3678 (0.0044)	***0.3538 (0.0044)	***0.3178 (0.0065)	***0.4369 (0.0063)
Centro-oeste	***0.3386 (0.0044)	***0.3472 (0.0044)	***0.3625 (0.0064)	***0.3361 (0.0062)
População	***0.0141 (0.0004)		***0.0074 (0.0005)	***0.0185 (0.0005)
Densidade demográfica		***0.0194 (0.0005)		
Média de anos de estudo	-0.0035 (0.0021)	** -0.0052 (0.0022)	***0.0121 (0.0032)	-0.003 (0.003)
Parcela com nível superior	0.0141 (0.0281)	***0.0908 (0.0278)	***-0.1841 (0.0418)	***0.1543 (0.0394)
Parcela no Setor Agrícola	***0.0059 (0.0006)	***0.0067 (0.0006)	***0.0164 (0.001)	-0.0013 (0.0009)
Parcela no Setor de Transformação	***0.0058 (0.0001)	***0.0053 (0.0001)	***0.0058 (0.0002)	***0.0069 (0.0002)
Parcela no Serviço Público	***0.5224 (0.0503)	***0.2748 (0.0487)	***0.2032 (0.0757)	***0.8492 (0.0702)
Constante	***-2.5823 (0.0175)	***-2.5429 (0.0175)	***-2.2397 (0.0261)	***-3.7512 (0.0248)
Número de observações	3334301	3334301	1510922	1823379

Fonte: Elaboração própria a partir dos micro-dados do CENSO 2000.

Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Erros-padrão estimados entre parênteses.