UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

SALÁRIO MÍNIMO, DESIGUALDADE E INFORMALIDADE

Bruno Kawaoka Komatsu
Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes Filho

SÃO PAULO
2013

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Marcio Issao Nakane
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

BRUNO KAWAOKA KOMATSU

SALÁRIO MÍNIMO, DESIGUALDADE E INFORMALIDADE

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes Filho

Versão Original

2013

SÃO PAULO

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Komatsu, Bruno Kawaoka

Salário mínimo, desigualdade e informalidade / Bruno Kawaoka
Komatsu. -- São Paulo, 2013.

147 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2013.

Orientador: Naércio Aquino Menezes Filho.

1. Econometria 2. Trabalho informal 3. Salário mínimo 4. Desigualdade de renda I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 330.015195

À minha família.

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Yodo e Naomi, que não pouparam esforços para criar e prover o melhor para seus três filhos. Aos meus irmãos André e Maya, que sempre estiveram presentes e me apoiaram em todas as situações. Esse trabalho e o curso de mestrado só foram possíveis por causa de vocês. Aos meus avós, Haruhiko e Ritsu, e a toda a minha família, com quem também sempre pude contar.

Aos colegas de turma do IPE, incluindo os doutorandos e veteranos, que me ajudaram a realizar a difícil transição entre áreas de conhecimento. Muito obrigado pelo coleguismo de todos, em especial nos momentos mais tensos como o primeiro semestre, a qualificação, o depósito e a defesa da dissertação. Gostaria de agradecer a Laura Comparini, Eliane Teixeira dos Santos e Vivian Amorin, com cuja ajuda sempre pude contar, mesmo nos momentos mais difíceis do curso e do trabalho. Gostaria de enfatizar o agradecimento a Rafael Neves, além de toda a sua ajuda ao longo do curso, por seus grandes conselhos.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes Filho, por sua disponibilidade e imensa paciência com o trabalho realizado por mim, especialmente no ano de depósito e defesa do presente trabalho, em que houve tantas dificuldades. Agradeço aos professores membros da banca de qualificação, Prof. Dr. Carlos Corseuil e Prof. Dr. Fernando Botelho, pelas críticas e comentários, extremamente importantes para o desenvolvimento do presente trabalho.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp) pelo apoio financeiro ao longo do período de mestrado.

RESUMO

O mercado de trabalho brasileiro tem apresentado nos últimos anos tendências que chamam a atenção e que suscitam questões diversas do ponto de vista da literatura econômica. A partir de 2004, aliada à redução da taxa de desemprego (que cai à metade em menos de uma década), o salário mínimo apresenta crescimento real de quase dois terços do seu valor, a desigualdade salarial é sensivelmente reduzida, ao mesmo tempo em que a taxa de formalidade alcança níveis muito elevados. A partir desse pano de fundo, o presente trabalho pretende examinar duas questões centrais.

A primeira delas seria sobre os efeitos do aumento do salário mínimo sobre a desigualdade salarial. Utilizamos uma metodologia de densidades contrafactuais com dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2004 e 2011 para avaliar os efeitos da variação do salário mínimo, do aumento da formalização, das características pessoais e das condições de oferta e demanda do mercado de trabalho sobre as mudanças das densidades salariais. Como resultados anteriores da literatura, as estimativas indicam que o primeiro fator exerce efeitos expressivos no sentido de reduzir a dispersão salarial da densidade como um todo e em especial na calda inferior. Eles são robustos à inversão da ordem de decomposição e se mantêm relevantes entre as mulheres. Os efeitos da formalização se mantêm com a inversão da ordem somente entre os homens e são maiores, nesse caso, do que aqueles do salário mínimo.

A segunda questão seria sobre a origem dos fluxos que alimentaram o crescente setor formal do mercado de trabalho. Utilizamos um modelo de escolha discreta para examinar os fatores determinantes das transições para postos de trabalho formais, novamente com dados da PME, entre 2002 e 2010. A probabilidade de transição à formalidade aumentou a partir das cinco posições iniciais consideradas, especialmente a partir da desocupação, enquanto que os fluxos de saída da formalidade em direção à desocupação e à informalidade se reduziram. As estimativas indicam que homens, com maior escolaridade, mais jovens e com menor tempo na situação apresentaram maiores chances de formalização. Estatísticas adicionais mostram que os serviços foram o setor que mais contratou os que entraram nos novos empregos formais, e que a maior parcela desses era de trabalhadores anteriormente formais. Além disso, entre os novos empregados formais, os que eram anteriormente inativos ou desocupados apresentaram os menores salários, o que provavelmente se relaciona com fatores não observáveis.

ABSTRACT

The Brazilian labour market has shown in recent years trends that draw attention and raise different issues from the point of view of the economic literature. From 2004, along with the reduction in the unemployment rate (which fell by half in less than a decade), the minimum wage shows real growth for nearly two-thirds of its value, wage inequality is significantly reduced, while the rate of formality reaches very high levels. Based on this background, this paper seeks to examine two issues central.

The first one is on the effects of raising the minimum wage on wage inequality. We use a methodology of counterfactual densities with data from the Monthly Employment Survey (PME), between 2004 and 2011, to assess the effects of changes in the minimum wage, increasing formalization and other two factors on the changes of wage densities. As a result of the previous literature, our estimates indicate that the first factor has significant effects on reducing wage dispersion, while the second factor effects are comparatively small.

The second issue would be about the origin of the streams that fed the growing formal sector of the labour market. We use a discrete choice model to examine the determinants of transitions to formal work, again with the PME data, between 2002 and 2010. The probability of transition to formality increased from the five initial positions considered, especially from unemployment, while the outflows from formality towards informality and unemployment fell. Estimates indicate that men with higher levels of education, younger and with less time in the situation were more likely to formalization. Additional statistics show that the services sector was the one which most hired individuals entering new formal jobs, and that the largest portion of these workers was previously formal. Moreover, among the new formal employees, those who were previously unemployed or inactive had lower wages, which probably relates to unobservable factors.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	3
LISTA DE GRÁFICOS	5
1 INTRODUÇÃO E OBJETIVOS.....	5
2 SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE SALARIAL: DENSIDADES CONTRA-FACTUAIS	9
2.1 Objetivo.....	9
2.2 Revisão de Literatura	9
2.3 Metodologia	11
2.3.1 Salário Mínimo.....	13
2.3.2 Formalização e Características Pessoais.....	15
2.3.3 Oferta e Demanda.....	18
2.3.4 Estimação das Densidades Salariais.....	20
2.3.5 Medidas de Dispersão.....	22
2.4 Dados	22
2.5 Resultados	24
2.5.1 Densidades Contrafactuais	25
2.5.2 Medidas de Dispersão.....	32
2.6 Conclusão.....	35
3 TRANSIÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO	39
3.1 Objetivo.....	39
3.2 Revisão de Bibliografia	40
3.3 Metodologia	43
3.3.1 Logit Multinomial	43
3.3.2 Logit Condicional.....	45
3.3.3 Atrito.....	47
3.3.4 Decomposição de Blinder-Oaxaca	48
3.3.5 Densidades.....	49
3.4 Dados	50
3.5 Resultados	52
3.5.1 Setores de Atividade.....	57
3.5.2 Logit Multinomial	60
3.5.3 Efeitos Marginais.....	70

3.5.4	Logit Condicional	74
3.5.5	Decomposição	75
3.5.6	Densidades Salariais	78
3.6	Conclusão	82
4	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	85
	APÊNDICE 1	88
	APÊNDICE 2	92

LISTA DE TABELAS

Tabela 1–	Pesos Utilizados nas Estimações das Densidades.....	21
Tabela 2–	Médias Anuais da PME, 2002-2011	25
Tabela 3–	Medidas de Dispersão de Densidades de Salário Mensal, Ordem Normal....	34
Tabela 4–	Medidas de Dispersão de Densidades de Salário Mensal, Ordem Inversa	35
Tabela 5–	Definições Empíricas das Situações de Mercado de Trabalho.....	50
Tabela 6–	Matriz de Transição entre Situações de Mercado de Trabalho - Regiões Metropolitanas, 2002-2010	53
Tabela 7–	Estimativas para Transições a partir da Formalidade - RMs, 2002-2010	61
Tabela 8–	Estimativas para Transições a partir da Formalidade, Indicadoras de Ano - RMs, 2002-2010	62
Tabela 9–	Estimativas para as Transições a partir da Informalidade - RMs, 2002-2010	63
Tabela 10–	Estimativas para as Transições a partir da Informalidade, <i>Dummies</i> de Ano - RMs, 2002-2010	64
Tabela 11–	Estimativas para as Transições a partir do Trabalho por Conta Própria - RMs, 2002-2010.....	65
Tabela 12–	Estimativas para as Transições a partir do Trabalho por Conta Própria, <i>Dummies</i> de Ano - RMs, 2002-2010.....	66
Tabela 13–	Estimativas para as Transições a partir da Desocupação - RMs, 2002-2010.	67
Tabela 14–	Transições a partir da Desocupação, <i>Dummies</i> de Ano - RMs, 2002-2010...	68
Tabela 15–	Estimativas para as Transições a partir da Inatividade - RMs, 2002-2010	69
Tabela 16–	Probabilidades (%) de Transição para a Formalidade Estimadas para Ocu- pados Formais, Informais e Trabalhadores Por Conta Própria - RMs, 2003-2004 e 2009-2010	71
Tabela 17–	Probabilidades (%) de Transição para a Formalidade Estimadas para De- socupados e Inativos - RMs, 2003-2004 e 2009-2010	72
Tabela 18–	Decomposição de Oaxaca - 2003-2004 e 2009-2010	75
Tabela 19–	Decomposição de Oaxaca Detalhada - Ocupados Formais, Informais e por Conta Própria, 2003-2004 e 2009-2010.....	77

Tabela 20–	Decomposição de Oaxaca Detalhada - Desocupados e Inativos, 2003-2004 e 2009-2010.....	78
Tabela 21–	Medidas de Tendência Central e de Dispersão do Ln do Salário Real (R\$ de 2011).....	80

LISTA DE GRÁFICOS

Figura 1 – Salário Mínimo Real (em R\$ de 2011) – Brasil, 1994-2011	5
Figura 2 – Índice de Gini para Renda per Capita – Países Selecionados, 2002-2009	5
Figura 3 – Proporção (%) de Empregados com Carteira Assinada entre Ocupados – Brasil Metropolitano, 2002-2011	6
Figura 4 – Taxa de Desemprego (%) – Brasil Metropolitano, 2002-2011	6
Figura 5 – Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Normal.....	28
Figura 6 – Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Normal.....	28
Figura 7 – Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Normal	29
Figura 8 – Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Normal.....	29
Figura 9 – Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Inversa	30
Figura 10 – Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Inversa	30
Figura 11 – Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Inversa.....	31
Figura 12 – Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Inversa.....	31
Figura 13 – Proporção (%) de Entrevistados que Permaneceram na Mesma Situação - RMs, 2002-2010.....	53
Figura 14 – Transições a Partir da Formalidade - RMs, 2002-2010.....	54
Figura 15 – Transições a Partir do Informalidade - RMs, 2002-2010.....	54
Figura 16 – Transições a Partir do Trabalho por Conta Própria - RMs, 2002-2010.....	55
Figura 17 – Transições a Partir da Desocupação - RMs, 2002-2010.....	55
Figura 18 – Transições a Partir da Inatividade - RMs, 2002-2010.....	56

Figura 19 –Distribuição (%) das Situações Iniciais entre Empregados Formais Após a Transição - RMs, 2002-2011	57
Figura 20 –Distribuição (%) dos Ocupados Formais que Permaneceram na Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011	58
Figura 21 –Distribuição (%) dos Ocupados Informais que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011	58
Figura 22 –Distribuição (%) dos Trabalhadores por Conta Própria que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011	59
Figura 23 –Distribuição (%) dos Desocupados que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011	59
Figura 24 –Distribuição (%) dos Inativos que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011	59
Figura 25 –Evolução da Probabilidade (%) de Permanência na Formalidade - RMs, 2002-2011	74
Figura 26 –Evolução da Probabilidade (%) de Transição para a Formalidade por Situação Inicial - RMs, 2002-2011	74
Figura 27 –Densidade do Ln do Salário Real (R\$ de 2011) de Empregados Formais, por Situação Inicial - RMs, 2002-2011	79
Figura 28 –Densidade do Ln do Salário Real (R\$ de 2011) de Empregados Formais, por Situação Inicial - RMs, 2002-2011	79
Figura 29 –Densidade do Ln do Salário Real (em Salários Mínimos Vigentes) de Empregados Formais, por Situação Inicial - RMs, 2002-2011	80
Figura 30 –Decomposição de Densidades do Ln do Salário Real (em R\$ de 2011) por Situação Inicial - RMs, 2002-2011	81

1 INTRODUÇÃO E OBJETIVOS

Em anos recentes, o mercado de trabalho no Brasil tem apresentado tendências de mudança de algumas de suas características em uma conjugação inédita e bastante interessante do ponto de vista da literatura econômica. Em adição ao crescimento real sistemático do salário mínimo, verificado desde a estabilização da moeda em 1994, o mercado de trabalho apresenta redução da desigualdade de renda e de salários, aliada ao aumento da proporção de ocupados no setor formal da economia partir de meados de 2004 (ver figuras 1 a 4, abaixo).

Figura 1: Salário Mínimo Real (em R\$ de 2011) – Brasil, 1994-2011

Fonte: IBGE.

Figura 2: Índice de Gini para Renda per Capita – Países Seleccionados, 2002-2009

Fonte: WORLD BANK.

Figura 3: Proporção (%) de Empregados com Carteira Assinada entre Ocupados – Brasil Metropolitano, 2002-2011

Fonte: IBGE.

Figura 4: Taxa de Desemprego (%) – Brasil Metropolitano, 2002-2011

Fonte: IBGE.

Nesse contexto, temos como objetivo investigar as mudanças das condições do mercado de trabalho no Brasil a partir de duas abordagens diferentes.

Em primeiro lugar, há certo consenso na literatura de que o salário mínimo reduz a dispersão dos salários daqueles que continuam empregados, com estudos empíricos que usam dados brasileiros das décadas de 1980 e 1990 (ULYSSEA, 2005). O quadro apresentado de crescimento real do salário mínimo (de quase 70% nos últimos 10 anos) e da formalização concomitantes à redução da desigualdade de renda nos coloca a questão de como esses diferentes fatores contribuem para a redução da desigualdade no contexto de crescimento econômico. Utilizamos a metodologia de densidades contrafactuais desenvolvida por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) com algumas adaptações para os dados da PME entre 2004 e 2011, com o objetivo de avaliar os efeitos de cada um desses fatores sobre a dispersão salarial. A principal vantagem desse método é de permitir uma representação visual clara dos impactos dos fatores selecionados, de modo

que é possível identificar pontos da distribuição salarial mais sujeitos à influência individual de cada fator.

Em segundo lugar, o crescimento acentuado da formalidade dos mercados de trabalho metropolitanos pode ter significados muito diferenciados de acordo com as características que determinam as transições para a formalidade. Dessa forma, a contratação de antigos trabalhadores informais pouco qualificados que anteriormente não haviam conseguido se colocar em postos de trabalho protegidos pela legislação trabalhista teria consequências sociais e econômicas diferenciadas de um padrão de contratação predominante de jovens recém-saídos das escolas. Gostaríamos, portanto, de examinar quais seriam os fatores determinantes das transições em direção ao crescente setor formal do mercado de trabalho. Nosso estudo será realizado com dados recentes da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e utiliza um modelo de escolha discreta sobre transições entre situações ocupacionais especificado pela metodologia de Curi e Menezes-Filho (2006).

O presente trabalho se encontra organizado em dois capítulos, além dessa introdução; cada um deles é dedicado à realização de uma das metodologias mencionadas nos parágrafos anteriores.

2 SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE SALARIAL: DENSIDADES CONTRA-FACTUAIS

2.1 Objetivo

No presente capítulo temos como objetivo central examinar os efeitos da valorização do salário mínimo ao longo da segunda metade dos anos 2000, do aumento da formalidade no mesmo período e de outros dois fatores sobre a densidade salarial. Procuramos implementar a metodologia de decomposição da diferença entre densidades de dois instantes de tempo diferentes desenvolvida por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) com dados recentes da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Utilizamos a metodologia sobre as densidades do salário mensal real de 2004 e 2011 para as variações do salário mínimo, da formalização, das características individuais e das condições de oferta e demanda do mercado de trabalho.

2.2 Revisão de Literatura

Há na literatura empírica relativa convergência de resultados com relação ao problema da distribuição de salários para os anos 1980 e 1990, indicando que o aumento do salário mínimo achata a distribuição dos salários, reduzindo a desigualdade salarial entre aqueles que permanecem ocupados (Ulyssea e Foguel (2006), Menezes-Filho e Rodrigues (2009)). Esses resultados são também válidos para a desagregação do mercado de trabalho nos setores formal e informal. No entanto, há poucos estudos que lidam com essa questão no contexto mais recente dos anos 2000.

Fajnzylber (2001) verifica os efeitos diferenciados ao longo da distribuição de salários, de forma desagregada para trabalhadores formais e informais, utilizando a PME para o período 1982 a 1997. O autor estimou a variação percentual do salário mensal real devida à variação percentual do salário mínimo real, deixando livre a diferenciação desses efeitos em relação aos diferentes pontos da distribuição de salários. Os resultados obtidos com essa metodologia indicam efeitos positivos do salário mínimo sobre toda a distribuição de salários, em especial nas faixas salariais mais baixas e próximas ao valor do salário mínimo. Lemos (2009) apresenta resultados convergentes para os setores formal e informal da economia utilizando dados da PME para o período 1982-2004.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009) utilizam a metodologia de densidades contrafactuais que seguimos nesse capítulo para verificar os impactos do salário mínimo sobre a distribuição do salário real sem impor a priori uma relação funcional entre as variáveis, utilizando novamente a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A abordagem decompõe as diferenças das distribuições salariais dos períodos 1981-1988 e 1988-1999 em relação a cinco fatores: variações do salário mínimo real, o grau de sindicalização, o nível de escolaridade dos trabalhadores, da distribuição de características individuais (exceto a escolaridade e o grau de sindicalização), e mudanças residuais. Os autores encontraram medidas positivas da variação da desigualdade nos períodos analisados para as distribuições contrafactuais associadas ao salário mínimo (que decresce em ambos os períodos), implicando que o efeito composição da variação negativa do salário mínimo sobre a distribuição salarial age no sentido de aumentar a desigualdade. Em outras palavras, a redução do salário mínimo está associada ao aumento da desigualdade salarial. Esse efeito é maior para os trabalhadores do setor formal, porém os resultados para o setor informal são pouco robustos.

Apesar desse consenso na literatura para os anos 1980 e 1990, há poucos estudos que examinam a relação entre o salário mínimo e a distribuição salarial no período de crescimento do salário mínimo e de redução da desigualdade a partir de 2002. Pouco se sabe sobre os impactos dessas transformações em um contexto de ampliação do setor formal, como se tem observado recentemente e, portanto, caberia uma investigação mais detalhada sobre esses efeitos.

O estudo de Neder e Ribeiro (2010) realiza um exercício com dados das PNADs de 2002 e 2008 utilizando a mesma metodologia que iremos implementar nesse capítulo, com os recortes espaciais para o Brasil como um todo e para as regiões Nordeste e Sul de forma separada, com o objetivo de comparar os efeitos do salário mínimo em regiões com diferenças de concentração de renda e de trabalhadores que recebem o salário mínimo (maiores no Nordeste). Suas conclusões são de que a valorização do salário mínimo possui efeitos de desconcentração dos rendimentos salariais nas três regiões, em especial para as mulheres.

O nosso estudo com a mesma metodologia se justifica pelos seguintes motivos. Entre dezembro de 2008 e o mesmo mês de 2002 o salário mínimo nacional apresenta um aumento real relevante, de 11,5%. Além disso, a utilização da PME permite que nos concentremos sobre os efeitos do aumento do salário mínimo nas regiões econômicas mais dinâmicas. Por último, nós procuramos implementar a decomposição pelo fator de variação das condições de oferta e demanda, que foi utilizado no trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), porém não foi considerado por Neder e Ribeiro (2010).

2.3 Metodologia

Nessa seção descreveremos a metodologia de decomposição das diferenças entre densidades salariais proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996); seguiremos de perto a sua descrição e notação.

Aqueles autores estendem a metodologia de decomposição de Oaxaca (1973) de modo a considerar os efeitos dos fatores ao longo de toda a distribuição salarial. Nas subseções seguintes detalharemos a decomposição da variação das densidades entre dois instantes de tempo por quatro fatores: dois deles institucionais (o salário mínimo e a taxa de formalização) e dois deles devidos às condições do mercado de trabalho (as características individuais e as condições de oferta e demanda).

No geral a metodologia pode ser descrita da seguinte forma. Considere o caso da decomposição da variação entre as densidades salariais entre 2004 e 2011 em relação às características dos indivíduos.

Sejam w o logaritmo do salário real, z um vetor de características individuais e t o instante de tempo. Além disso, seja m_t o salário mínimo em t . Cada observação constitui um vetor (w, z, t) , que pertence a uma distribuição conjunta $F(w, z, t)$. Nesse caso, cada instante de tempo t considerado é visto como um evento possível pertencente ao espaço dos dados. A densidade marginal do salário no instante t pode ser escrita como uma integração da distribuição condicional das características z em relação à distribuição das mesmas características no tempo t_z ; colocado formalmente:

$$\begin{aligned} f_t(w) &= \int_{z \in \Omega_z} dF(w, z \mid t_w, z = t; m_t) = \int_{z \in \Omega_z} f(w \mid z, t_w = t; m_t) dF(z \mid t_z = t) \\ &\equiv f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \end{aligned}$$

onde Ω_z é o domínio de definição das características z .

Dessa forma, as densidades que de fato ocorreram em 2004 e em 2011 (respectivamente inde-

xadas por “04” e “11”) podem ser escritas como:

$$f_{04}(w) = f(w; t_w = 04, t_z = 04; m_{04}) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 04)$$

$$f_{11}(w) = f(w; t_w = 11, t_z = 11; m_{11}) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = 11; m_{11}) dF(z | t_z = 11)$$

A densidade salarial contrafactual que seria observada caso as características z estivessem nos níveis de 2011 será dada por:

$$f_{04}^{11}(w) = f(w; t_w = 04, t_z = 11; m_{04}) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 11)$$

Note que a diferença entre a densidade contrafactual f_{04}^{11} e aquela que de fato aconteceu f_{04} ocorre somente sobre a função densidade das características em relação à qual se faz a integração. Se tivermos um conjunto de pesos ψ_z tais que:

$$\int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 11) = \int_{z \in \Omega_z} \psi_z(z) f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 04)$$

então será possível estimar a densidade contrafactual a partir somente de dados observados de 2004. Para que a igualdade da expressão acima seja verdadeira, é necessário que a estrutura salarial ou de preços de 2004 independa da distribuição das características individuais z :

$$f(w | z, t_w = 04; m_{04}) \perp dF(z | t_z = 04)$$

Sob essa hipótese, então, a função de ponderação que satisfaz à equação anterior da densidade contrafactual será:

$$\psi_z(z) \equiv \frac{dF(z | t_z = 11)}{dF(z | t_z = 04)}$$

A hipótese de independência entre a estrutura de preços e a distribuição de características não é muito realista e implica a desconsideração dos efeitos de equilíbrio geral de ajuste de preços que decorre das mudanças da distribuição das características z . Dessa forma, com essa metodologia não é possível considerar os efeitos totais que teriam ocorrido ao contabilizarmos os efeitos dos fatores através das densidades contrafactuais; o que se faz é um exercício menos ambicioso de estimação das densidades que teriam prevalecido em 2004 caso os fatores fossem aqueles de 2011 e os trabalhadores fossem pagos segundo a estrutura salarial de 2004.

Utilizaremos essa hipótese de forma adaptada na decomposição pelos três fatores, nas subseções

seguintes. A decomposição da diferença entre as densidades de 2004 e 2011 foi feita primeiro em relação à variação do salário mínimo; em seguida, pelas variações da formalização, das características pessoais e dos fatores residuais.

2.3.1 Salário Mínimo

Para medirmos os efeitos do salário mínimo sobre a distribuição salarial utilizamos as mesmas hipóteses que DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) sobre os efeitos do salário mínimo sobre as densidades; são elas:

H1: O salário mínimo não possui efeitos de *spillover* sobre a distribuição de salários acima do salário mínimo. Sejam w o logaritmo do salário real, z um vetor de características individuais e t o instante de tempo. Sejam m_0 e m_1 dois valores do salário mínimo, tais que $m_0 \leq m_1$; a hipótese implica que para as densidades condicionais dos salários $f(w | z, t_w; m_0)$ e $f(w | z, t_w; m_1)$ são tais que:

$$[1 - I(w \leq m_1)]f(w | z, t_w; m_0) = [1 - I(w \leq m_1)]f(w | z, t_w; m_1)$$

H2: A forma da densidade condicional do salário real abaixo do salário mínimo depende somente do valor real do salário mínimo. Para dois instantes t_0 e t_1 em que os salários mínimos são de respectivamente m_0 e m_1 ($m_0 \leq m_1$), a forma da densidade condicional $f(w | z, t_0; m_1)$ que prevaleceria em t_0 se m_0 fosse elevado ao nível de m_1 é proporcional à forma da densidade $f(w | z, t_1; m_1)$ para os salários iguais ou abaixo de m_1 .

H3: O salário mínimo não tem efeitos sobre as probabilidades de emprego.

O trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) é aplicado para o caso dos Estados Unidos entre 1979 e 1988, um período em que o salário mínimo sofreu redução em termos reais, de modo que a densidade contrafactual de 1988 foi construída levando o salário mínimo de volta ao nível de 1979. No caso brasileiro, em contraste, o salário mínimo apresentou aumento real entre 2004 e 2011; como utilizamos as mesmas hipóteses propostas pelos autores, tivemos que fazer a inversão entre os instantes de tempo inicial e final, de modo que a densidade contrafactual calculada foi aquela de 2004 com o salário mínimo de 2011. Como veremos em seguida, formalmente não há diferença para o resultado final entre qual ponto no tempo se utiliza como início para a contabilização da variação entre as densidades. Substantivamente, a questão à qual

a densidade contrafactual responde muda ligeiramente e passaria a ser então: “qual teria sido a densidade salarial em 2004 se o salário mínimo tivesse sido elevado ao nível daquele de 2011”. As decomposições pelos demais fatores irão seguir essa mesma ordem de tempo, de modo que as fórmulas seguintes se assemelham ao trabalho de Neder e Ribeiro (2010).

Note que efeitos de *spillover* do aumento do salário mínimo sobre a massa de salários pouco acima daquele que, porém, deixariam os salários ainda abaixo da média, fariam com que a desigualdade geral da distribuição diminuísse. Por conta disso a utilização da hipótese H1 faz com que estejamos subestimando o efeito do aumento do salário mínimo sobre a igualdade salarial; se mesmo sob essa hipótese efeitos forem encontrados, isso significa que provavelmente os efeitos reais seriam ainda maiores. A hipótese H2 se justifica, uma vez que fora do setor formal da economia não existe uma regra para a adoção do salário mínimo, embora no Brasil o aumento desse também exerça efeitos sobre os salários praticados no setor informal (FAJNZYLBER, 2001; LEMOS, 2009). Com esse procedimento, é possível observar os efeitos do salário mínimo de forma independente das características pessoais.

Sob as hipóteses H1 a H3 , a função de densidade condicional contrafactual de 2004 com o salário mínimo de 2011 será:

$$f(w | z, t_w = 04; m_{11}) = I(w \leq m_{11})\psi_w(z, m_{11})f(w | z, t_w = 11; m_{11}) \\ + [1 - I(w \leq m_{11})]f(w | z, t_w = 04; m_{04})$$

onde $\psi_w(z, m_{11})$ é uma função de reponderação para a densidade integrar 1:

$$\psi_w(z, m_{11}) = \frac{P(w \leq m_{11} | z, t_w = 04)}{P(w \leq m_{11} | z, t_w = 11)}$$

Sob a hipótese adicional de que a estrutura salarial de 2011 independe da distribuição das características pessoais z , a densidade marginal contrafactual será:

$$f(w; t_w = 04, t_z = 04, m_{11}) = \int f(w | z, t_w = 04; m_{11})dF(z | t_z = 04) = \\ = \int I(w \leq m_{11})\psi_w(z, m_{11})f(w | z, t_w = 11; m_{11})dF(z | t_z = 04) + \\ + [1 - I(w \leq m_{11})]f(w | z, t_w = 04; m_{04})dF(z | t_z = 04) = \\ = \int I(w \leq m_{11})\psi_w(z, m_{11})f(w | z, t_w = 11; m_{11})\psi_z(z)^{-1}dF(z | t_z = 11) + \\ + [1 - I(w \leq m_{11})]f(w | z, t_w = 04; m_{04})$$

onde

$$\psi_z(z)^{-1} = \frac{dF(z | t_z = 04)}{dF(z | t_z = 11)} = \frac{P(z | t_z = 04)}{P(z | t_z = 11)}$$

Definimos então a função de ponderação ψ como:

$$\psi(z, m_{11}) \equiv \psi_w(z, m_{11}) \psi_z(z)^{-1}$$

Utilizando a regra de Bayes nos dois termos, a expressão acima pode ser simplificada para:

$$\begin{aligned} \psi(z, m_{11}) &= \psi_w(z, m_{11}) \psi_z(z)^{-1} \\ &= \frac{P(w \leq m_{11} | z, t_w = 04) P(z | t_z = 04)}{P(w \leq m_{11} | z, t_w = 11) P(z | t_z = 11)} \\ &= \frac{\frac{P(t_w=04|z, w \leq m_{11}) P(w \leq m_{11}|z)}{P(t_w=04|z)}}{\frac{P(t_w=11|z, w \leq m_{11}) P(w \leq m_{11}|z)}{P(t_w=11|z)}} \frac{P(t_z = 04 | z) P(t_z = 11)}{P(t_z = 11 | z) P(t_z = 04)} \\ &= \frac{P(t_w = 04 | z, w \leq m_{11}) P(t_z = 11)}{P(t_w = 11 | z, w \leq m_{11}) P(t_z = 04)} \end{aligned}$$

As probabilidades do primeiro termo da função de ponderação podem ser estimadas por um modelo probit:

$$P(t_w = t | z, w \leq m_{11}) = P(\epsilon > -\beta'z) = \Phi(\beta'z), \quad t \in \{04, 11\}$$

onde $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição normal padrão acumulada. Esse modelo é implementado na base de dados de observações de 2004 e de 2011 empilhadas.

As probabilidades do segundo termo da função de ponderação $P(t_z = t)$ podem ser estimadas pelas proporções de observações da amostra empilhada, ponderada pelos pesos amostrais.

2.3.2 Formalização e Características Pessoais

Em contraste com a CPS (Current Population Survey) utilizada por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), a PME não apresenta uma variável para a situação de sindicalização do trabalhador. Por esse motivo, no lugar daquela variável institucional como no trabalho de Neder e Ribeiro (2010) utilizamos a situação de formalização do indivíduo.

O vetor de variáveis z é composto pela variável indicadora da situação de formalização u e as

demais variáveis individuais x : $z \equiv (u, x)$. Na decomposição na ordem normal, definida acima, a avaliação da formalização vem antes daquela das características pessoais. Nesse caso, supondo a independência entre a densidade condicional dos salários e a taxa de formalização, a densidade contrafactual de 2004 com a estrutura salarial da formalização de 2011 será dada por:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 11, t_x = 04, m_{04}) &= \\ &= \int \int f(w | u, x, t_w = 04; m_{04}) dF(u | x, t_{u|x} = 11) dF(x | t_x = 04) = \\ &= \int \int f(w | u, x, t_w = 04; m_{04}) \psi_{u|x} dF(u | x, t_{u|x} = 04) dF(x | t_x = 04) \end{aligned}$$

onde

$$\begin{aligned} \psi_{u|x}(u, x) &\equiv \frac{dF(u | x, t_{u|x} = 11)}{dF(u | x, t_{u|x} = 04)} = \\ &= u \cdot \frac{P(u = 1 | x, t_{u|x} = 11)}{P(u = 1 | x, t_{u|x} = 04)} + [1 - u] \cdot \frac{P(u = 0 | x, t_{u|x} = 11)}{P(u = 0 | x, t_{u|x} = 04)} \end{aligned}$$

Como no caso do salário mínimo, as probabilidades da função de ponderação podem ser estimadas por um modelo probit:

$$P(u = 1 | x, t_{u|x} = t) = P(\epsilon > -\beta'_t x) = \Phi(\beta'_t x), \quad t \in \{04, 11\}$$

Em relação às demais características individuais x , supondo que a densidade salarial condicional não depende da distribuição das mesmas características, a densidade contrafactual será dada por:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 11, m_{04}) &= \\ &= \int \int f(w | u, x, t_w = 04; m_{04}) dF(u | x, t_{u|x} = 04) dF(x | t_x = 11) = \\ &= \int \int f(w | u, x, t_w = 04; m_{04}) \psi_x(x) dF(u | x, t_{u|x} = 04) dF(x | t_x = 04) \end{aligned}$$

onde definimos a função de ponderação como:

$$\begin{aligned} \psi_x(x) &\equiv \frac{dF(x | t_x = 11)}{dF(x | t_x = 04)} = \frac{P(x | t_x = 11)}{P(x | t_x = 04)} = \frac{P(t_x = 11 | x)P(x)}{P(t_x = 11)} \frac{P(t_x = 04)}{P(t_x = 04 | x)P(x)} = \\ &= \frac{P(t_x = 11 | x) P(t_x = 11)}{P(t_x = 04 | x) P(t_x = 04)} \end{aligned}$$

Novamente estimamos as probabilidades do primeiro termo da função com um modelo probit:

$$P(t_x = t \mid x) = P(\varepsilon > -\beta'x) = \Phi(\beta'x), \quad t \in \{04, 11\}$$

Para a avaliação dos efeitos na ordem inversa, as características pessoais x são consideradas antes da formalização; temos então:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 04, t_u = 04, t_{x|u} = 11, m_{04}) &= \\ &= \int \int f(w \mid u, x, t_w = 04; m_{04}) dF(u \mid t_u = 04) dF(x \mid u, t_{x|u} = 11) = \\ &= \int \int f(w \mid u, x, t_w = 04; m_{04}) \psi_{x|u}(u, x) dF(u \mid t_u = 04) dF(x \mid u, t_{x|u} = 04) \end{aligned}$$

onde

$$\begin{aligned} \psi_{x|u}(u, x) &\equiv \frac{dF(x \mid u, t_x = 11)}{dF(x \mid u, t_x = 04)} = \frac{P(x \mid u, t_x = 11)}{P(x \mid u, t_x = 04)} = \\ &= \frac{P(t_x = 11 \mid u, x) P(x \mid u)}{P(t_x = 11 \mid u)} \frac{P(t_x = 04 \mid u)}{P(t_x = 04 \mid u, x) P(x \mid u)} = \\ &= \frac{P(t_x = 11 \mid u, x) P(t_x = 04 \mid u)}{P(t_x = 04 \mid u, x) P(t_x = 11 \mid u)} \end{aligned}$$

No caso da formalização, temos:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 04, t_u = 11, t_{x|u} = 04, m_{04}) &= \\ &= \int \int f(w \mid u, x, t_w = 04; m_{04}) dF(u \mid t_u = 11) dF(x \mid u, t_{x|u} = 04) = \\ &= \int \int f(w \mid u, x, t_w = 04; m_{04}) \psi_u(u) dF(u \mid t_u = 04) dF(x \mid u, t_{x|u} = 04) \end{aligned}$$

onde definimos

$$\psi_u(u) \equiv \frac{dF(u \mid t_u = 11)}{dF(u \mid t_u = 04)} = \frac{P(t_u = 11 \mid u) P(t_u = 04)}{P(t_u = 04 \mid u) P(t_u = 11)}$$

Note que, $F(z) \equiv F(u, x) = F(u \mid x)F(x) = F(x \mid u)F(u)$. Então a função definida na equação 1 pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} \psi_z(z) &= \frac{dF(z \mid t_z = 11)}{dF(z \mid t_z = 04)} = \frac{dF(x \mid u, t_x = 11) dF(u \mid t_u = 11)}{dF(x \mid u, t_x = 04) dF(u \mid t_u = 04)} = \psi_{x|u}(u, x) \psi_u(u) \\ \psi_z(z) &= \frac{dF(z \mid t_z = 11)}{dF(z \mid t_z = 04)} = \frac{dF(u \mid x, t_u = 11) dF(x \mid t_x = 11)}{dF(u \mid x, t_u = 04) dF(x \mid t_x = 04)} = \psi_{u|x}(u, x) \psi_x(x) \end{aligned}$$

Logo,

$$\Psi_{x|u}(u, x) = \Psi_{u|x}(u, x) \frac{\Psi_x(x)}{\Psi_u(u)}$$

Portanto, só é preciso estimar as funções $\Psi_{u|x}(u, x)$, $\Psi_x(x)$ e $\Psi_u(u)$.

2.3.3 Oferta e Demanda

Para a avaliação dos efeitos das mudanças nas condições de oferta e demanda nós seguimos, com pequenas adaptações, o modelo de Bound e Johnson (1992), utilizado por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e descrita detalhadamente por Dinardo, Fortin e Lemieux (1994). Esse modelo foi utilizado originalmente para avaliar empiricamente explicações alternativas sobre as grandes mudanças na estrutura salarial dos Estados Unidos na década de 1980.

Considerando que existem J grupos demográficos definidos por sexo, experiência potencial e escolaridade e I setores de atividade na economia, Bound e Johnson (1992) colocam que a média geométrica dos salários de cada grupo demográfico j , $j \in \{1, \dots, J\}$, seria composta por um termo relativo ao salário competitivo (que seria idêntico em todos os setores de atividade i da economia, $i \in 1, \dots, I$) e uma soma de termos que expressam fatores particulares de cada grupo j nos diferentes setores i .

O modelo de Bound e Johnson (1992) para cada grupo demográfico j , tal como adotado por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), é descrito por:

$$\Delta w_j = \frac{1}{\sigma} \Delta \ln D_j - \frac{1}{\sigma} \Delta \ln N_j + \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \Delta \ln b_j$$

onde Δw_j é a variação do salário competitivo, $\Delta \ln N_j$ denota a mudança na oferta de um dado tipo de trabalho; $\Delta \ln D_j$ representa a mudança na demanda por um dado tipo de trabalho; e $\Delta \ln b_j$ é um choque tecnológico, que no modelo é o erro residual.

Nosso objetivo é estimar as variações das médias salariais de cada grupo j devido somente às variações relacionadas à oferta e à demanda, ou seja, ligadas aos termos $\Delta \ln N_j$ e $\Delta \ln D_j$. Formalmente, queremos obter os termos $\Delta \hat{w}_j$.

O primeiro passo seria o de se obter uma medida de mudança na média do log do salário para cada grupo j , limpa de mudanças nas características individuais ou nos prêmios particulares ao

sindicato ou aos setores, ou seja, de se obter os termos Δw_j . Para isso, a amostra foi dividida em 32 grupos demográficos definidos por sexo, idade e escolaridade¹. Seja $z \equiv (z_1, z_2)$, onde z_1 denota o status do setor e da formalização e z_2 é o vetor das demais características. Conseguimos isolar a variação do salário competitivo através regressão dos logs dos salários em z_1 e z_2 , nas variáveis dummy para os 32 grupos e em todas as interações de z_1 e z_2 com sexo, na amostra sem aqueles que recebem o salário mínimo. Para cada grupo j computamos o valor predito para uma pessoa representativa cujo vetor z_2 é igual à média da célula de um período ($\bar{z}_{2j}$) e cujo vetor z_1 é igual à média da amostra inteira de um período ($\bar{z}_1$).

A média corrigida será então:

$$\Delta w_j = \hat{w}_{11}(\bar{z}_1, \bar{z}_{2j}) - \hat{w}_{04}(\bar{z}_1, \bar{z}_{2j})$$

onde $\hat{w}_t(\bar{z}_1, \bar{z}_{2j})$ é o valor predito da célula j para a regressão no período t .

O termo relativo à oferta de trabalho é definido como:

$$\Delta \ln N_j = \ln N_{j11} - \ln N_{j04}$$

onde N_{jt} é o número de pessoas no grupo j no tempo t e pode ser calculado de forma direta.

O termo relativo à demanda é estimado através das equações próprias, cuja derivação é bastante intrincada e a apresentamos no apêndice (equações 13 e 15). Como DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), estimamos a equação em segundas diferenças (a variação no período 2004-2011 menos a variação no período 2002-2004) para eliminar tendências lineares específicas a células, e não restringimos os coeficientes de D_j e N_j para serem iguais, como prevê a teoria. Dois vetores sintetizam as condições de oferta e demanda: $d_t = (\ln D_{1,t}, \dots, \ln D_{32,t})$ e $n_t = (\ln N_{1,t}, \dots, \ln N_{32,t})$. Dessa forma o vetor de características relacionadas à distribuição salarial de 2004 pode ser expandido para $f(w \mid z, t_w = 04; m_{04}, d_{04}, n_{04})$ e a densidade contrafactual que teria ocorrido caso as condições de oferta e demanda de 2004 fossem aquelas levadas a 2011 é dada por:

$$f(w \mid z, t_w = 04; m_{04}, d_{11}, n_{11}) = f(w + \Delta \hat{w}_j \mid z, t_w = 04; m_{04}, d_{04}, n_{04})$$

onde $\Delta \hat{w}_j$ é a variação do log do salário competitivo devido às variações nas condições de oferta

---

¹Utilizamos 2 categorias de sexo, 4 categorias de idade (15 a 24 anos, 25 a 34 anos, 35 a 44 anos e 45 anos ou mais) e 4 categorias de escolaridade (até 3 anos, 4 a 7 anos, 8 a 10 anos e 11 anos ou mais).

e demanda ². O efeito total dessas variações sobre a densidade salarial será então dado por:

$$f(w; t_w = 04; m_{04}, d_{11}, n_{11}) = \int f(w + \Delta \hat{w}_j \mid z, t_w = 04; m_{04}, d_{04}, n_{04}) dF(z \mid t_z = 88)$$

2.3.4 Estimação das Densidades Salariais

Na estimação das densidades utilizamos o estimador kernel adaptativo proposto por Abramson (1982), que permite a variação da *bandwidth* de acordo com a região da distribuição da amostra. A vantagem desse estimador é de que ele minimiza o problema da utilização de *bandwidths* fixas, que podem suavizar demais regiões com altas concentrações de observações e deixar de suavizar áreas com baixas concentrações.

Seja $w_1, w_2, \dots, w_n$ uma amostra da variável w , com pesos $a_1, \dots, a_n$; o estimador da densidade de w é definido como:

$$\hat{f}_K(w; h) = \frac{1}{A} \sum_{i=1}^n \frac{a_i}{h \lambda_i} K\left(\frac{w - w_i}{h \lambda_i}\right)$$

onde $A = \sum_{i=1}^n a_i$, $K(\cdot)$ é a função kernel, h é um parâmetro de suavização ou *bandwidth* e λ_i é o fator local. Esse último depende de um primeiro estágio em que se estima a densidade $\hat{f}_K(w; h)$; ele é definido como:

$$\hat{\lambda}_i = \sqrt{\frac{G(\hat{f}_K(w; h))}{\hat{f}_K(w_i; h)}}, i = 1, \dots, n$$

onde $G(\cdot)$ é a média geométrica calculada em i .

A estimação do primeiro estágio é feita através de um estimador kernel de *bandwidth* fixa e depende da escolha desse parâmetro. Seguindo o trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), tentamos inicialmente utilizar o procedimento de Sheather e Jones (1991) para a definição das larguras de banda ótimas, porém verificamos que com ele as densidades se tornaram muito acidentadas; por esse motivo, utilizamos o estimador de *bandwidth* ótimo de Silverman; esse possui a desvantagem de exigir a hipótese de normalidade da distribuição dos dados. Todas as estimações foram feitas com a função kernel gaussiana. Os pesos a_i foram compostos pelos pesos amostrais multiplicados pelas funções de ponderação.

²No trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), a variação é subtraída do log do salário; novamente devido à inversão dos anos inicial e final nas densidades contrafactuais, a variação entre 2004 e 2011 devido às mudanças nas condições de oferta e demanda deve ser somada ao log salário de 2004 para que esse apresente as condições de mercado de 2011.

Como descrevemos anteriormente, a decomposição das diferenças entre as densidades de 2004 e de 2011 foi realizada primeiro em relação às mudanças no salário mínimo; em seguida, pelas mudanças na formalização, pelas mudanças nas características pessoais e, por fim, pelas mudanças nas condições de oferta e demanda. Formalmente, temos:

$$\begin{aligned}
f_{04}(w) - f_{11} &= f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{04}) - f(w; t_w = 11, t_{u|x} = 11, t_x = 11, m_{11}) \\
&= [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{04}) - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{11})] \\
&+ [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{11}) - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 11, t_x = 04, m_{11})] \\
&+ [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 11, t_x = 04, m_{11}) - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 11, t_x = 11, m_{11})] \\
&+ [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 11, t_x = 11, m_{11}, d_{04}, n_{04}) \\
&\quad - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 11, t_x = 11, m_{11}, d_{11}, n_{11})] \\
&+ [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 11, t_x = 11, m_{11}, d_{11}, n_{11}) \\
&\quad - f(w; t_w = 11, t_{u|x} = 11, t_x = 11, m_{11}, d_{11}, n_{11})]
\end{aligned}$$

Na prática, na decomposição aplicamos as funções de ponderação segundo o seguinte esquema:

Tabela 1: Pesos Utilizados nas Estimações das Densidades

Ordem Normal: $f(w; t_w, t_{u x}, t_x, m_t)$		Salário Mínimo	Formalização	Características Pessoais	Oferta-Demanda
Ano	Amostra	$t_{u x} = 04, t_x = 04, m_{11}, d_{04}, n_{04}$	$t_{u x} = 11, t_x = 04, m_{11}, d_{04}, n_{04}$	$t_{u x} = 11, t_x = 11, m_{11}, d_{04}, n_{04}$	$t_{u x} = 11, t_x = 11, m_{11}, d_{11}, n_{11}$
2011	$w \leq m_{11}$	Ψ	$\Psi\Psi_{u x}$	$\Psi\Psi_{u x}\Psi_x$	$\Psi'\Psi_{u x}\Psi_x$
2004	$w \leq m_{11}$	0	0	0	-
	$w > m_{11}$	1	$\Psi_{u x}$	$\Psi_{u x}\Psi_x$	-
2004	$w + \Delta\hat{w}_j \leq m_{11}$	-	-	-	0
	$w + \Delta\hat{w}_j > m_{11}$	-	-	-	$\Psi_{u x}\Psi_x$
Ordem Inversa: $f(w; t_w, t_{x u}, t_u, m_t)$		Oferta-Demanda	Características Pessoais	Formalização	Salário Mínimo
Ano	Amostra	$t_{x u} = 04, t_u = 04, m_{04}, d_{11}, n_{11}$	$t_{x u} = 11, t_u = 04, m_{04}, d_{11}, n_{11}$	$t_{x u} = 11, t_u = 11, m_{04}, d_{11}, n_{11}$	$t_{x u} = 11, t_u = 11, m_{11}, d_{11}, n_{11}$
2011	$w \leq m_{11}$	0	0	0	$\Psi'\Psi_{x u}\Psi_u$
2004	$w \leq m_{11}$	-	-	-	-
	$w > m_{11}$	-	-	-	-
2004	$w + \Delta\hat{w}_j \leq m_{11}$	1	$\Psi_{x u}$	$\Psi_{x u}\Psi_u$	0
	$w + \Delta\hat{w}_j > m_{11}$	1	$\Psi_{x u}$	$\Psi_{x u}\Psi_u$	$\Psi_{x u}\Psi_u$

2.3.5 Medidas de Dispersão

Com o objetivo de medir os impactos das mudanças dos quatro fatores considerados sobre as densidades salariais vamos utilizar as seguintes medidas de dispersão das densidades:

- Desvio Padrão;
- Diferença entre o 90º e o 10º percentis;
- Diferença entre o 50º e o 90º percentis;
- Diferença entre o 10º e o 50º percentis;
- Diferença interquartis;
- Diferença entre o 5º e o 95º percentis;
- Índice de Gini;
- Coeficiente T de Theil.

A maioria das medidas foi calculada utilizando o comando *inequal7* de Kerm (2001), que é uma versão revisada do comando *inequal* criado por Whitehouse (1995). A vantagem da versão revisada é de que ela permite a incorporação de pesos analíticos no cálculo das medidas de dispersão; dessa forma, para o cálculo das medidas de dispersão das densidades contrafactuais, utilizamos as funções ponderadoras do mesmo modo que na estimação daquelas densidades.

Algumas das medidas foram calculadas utilizando parte do código disponibilizado no apêndice do artigo de Neder e Ribeiro (2010).

2.4 Dados

Nesse trabalho vamos utilizar os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) realizada mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) desde o início dos anos 1980. Trata-se de uma pesquisa domiciliar amostral realizada com o objetivo de produzir indicadores conjunturais do mercado de trabalho das principais Regiões Metropolitanas brasilei-

ras³. Essa pesquisa coleta dados sobre características de educação, emprego, desemprego e inatividade dos entrevistados; utilizaremos os dados a partir de Março de 2002, quando a nova metodologia, vigente até a data atual, foi implementada. Sua amostragem segue um esquema de painel rotativo, de modo que um mesmo domicílio entra na amostra e nela permanece por alguns meses ⁴.

As amostras utilizadas no presente exercício foram constituídas agrupando somente os domicílios entrantes na amostra da PME de todos os meses dos anos de 2004 e 2011. Escolhemos 2004 como ano inicial para a análise, porque é a partir de então que a média salarial passa a ter ganhos reais; entre janeiro de 2004 e janeiro de 2011 esses ganhos chegam a cerca de 24%.

Como destacam Ribas e Soares (2008), o painel rotativo da PME, especialmente na nova série daquela pesquisa, apresenta uma taxa de atrito de observações relevante ao longo do tempo devido a motivos diversos. Esse atrito pode ocorrer devido a características observáveis ou não observáveis dos indivíduos; no último caso, a perda de observações poderia causar inconsistência das estimativas. Por esse motivo, no presente exercício optamos por utilizar somente os domicílios que estavam entrando na amostra pela primeira vez. Incluímos na amostra somente aqueles com entre 15 e 70 anos, ocupados na semana de referência, cuja posição na ocupação era de empregado ou trabalhador por conta própria e que recebiam habitualmente uma renda positiva.

A nossa variável de interesse é a taxa de salário mensal real. Inicialmente trabalhamos com uma variável de salário horário real, como o fazem DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), na tentativa de captar os efeitos das variáveis exógenas puramente sobre o preço do trabalho. Pela legislação, o valor do salário mínimo mensal é aplicado àqueles que têm uma jornada de trabalho diária igual ou superior a oito horas, enquanto que para aqueles cuja jornada de trabalho é inferior a esse valor o salário mínimo aplicado é proporcional (ou seja, o valor do salário mínimo horário multiplicado pelo número de horas trabalhadas). No entanto, constatamos que em 2011 9,5% dos ocupados formais que recebiam exatamente o valor do salário mínimo mensal trabalhava habitualmente menos do que 40 horas semanais. Por esse motivo, consideramos que o salário mínimo horário poderia apresentar distorções e não adotamos essa variável. Trabalhar com a variável de salário mensal possui a desvantagem de se captar os efeitos tanto da variação das taxas de salário quanto das horas de trabalho ofertadas; tentamos minimizar essa fraqueza se-

---

³São seis as Regiões Metropolitanas abrangidas: Região Metropolitana de Belo Horizonte, de Porto Alegre, de Recife, do Rio de Janeiro, de Salvador e de São Paulo.

⁴nós faremos uma descrição mais detalhada de seu painel rotativo no capítulo seguinte (ver seção 3.4)

guindo a especificação de Neder e Ribeiro (2010) e incluímos na análise somente os indivíduos que trabalhavam habitualmente no mínimo 40 horas semanais.

Em todas as estimações utilizamos a taxa de salário mensal real, tendo como base a variável de salário habitualmente recebido no trabalho principal e, como deflatores, os valores regionais do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) calculados pelo IBGE, tendo sempre como base dezembro de 2011. Como destacam DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), em comparação com a variável de rendimento médio semanal recebido de todos os trabalhos, os rendimentos recebidos no trabalho principal constituem uma medida pontual de preço do trabalho melhor, porque eles independem de decisões de oferta de trabalho e possuem uma relação mais direta com o salário mínimo.

Os fatores segundo os quais realizamos a decomposição da diferença entre as densidades de 2004 e 2011 foram o salário mínimo, a formalização, as características pessoais dos trabalhadores e as condições de oferta e demanda do mercado de trabalho. Utilizamos o salário mínimo nacional real para todos os trabalhadores. Consideramos como formais os empregados no setor público com carteira assinada ou contratados sob o regime único dos servidores públicos e os empregados no setor privado com carteira de trabalho assinada. As características pessoais consideradas foram sexo, idade e idade ao quadrado, escolaridade (4 graus de escolaridade), estado civil ⁵, situação na família (indicadora de pessoa de referência), raça/cor (indicadora de não brancos), região metropolitana, o setor de atividade⁶ e a ocupação (agregação a 1 dígito da CBO domiciliar⁷) no trabalho principal; consideramos também interações entre as variáveis de escolaridade (com 4 categorias) e de idade (contínua).

2.5 Resultados

Em primeiro lugar, apresentamos a tabela 2 com as médias anuais da PME no período 2002-2011 com amostras análogas àquelas que utilizamos nas estimação de densidades contrafactuais. É possível verificar que a média salarial no trabalho principal e a taxa de formalização

⁵Como não há uma variável de estado civil na base de dados, nós consideramos como casado ou amasiado todos aqueles cuja situação na família era de pessoa de referência ou de cônjuge, em famílias em que havia cônjuge.

⁶Utilizamos a agregação a 1 dígito da CNAE domiciliar para as divisões 40 a 999; as demais divisões foram agregadas em 2 categorias: atividades primárias e indústrias extrativas (divisões 1 a 14); indústria de transformação (divisões 15 a 37).

⁷Há na PME alguns subgrupos principais (2 dígitos) da CBO domiciliar que foram codificados com números a partir de 100; como a CBO domiciliar é idêntica à CBO 2002, nós agregamos esses subgrupos principais pela sua descrição conforme a classificação da CBO 2002.

começam a apresentar crescimento a partir de 2004. Os resultados sobre a cobertura do salário mínimo não apresenta tendência clara; entre 2002 e 2004 há uma pequena redução da proporção daqueles que recebem exatamente o valor do salário mínimo, apesar do aumento nominal relativamente grande de 2003 (de 20%). Em 2005 e 2006 se verificam as maiores abrangências, que coincidem com o segundo e o terceiro maiores aumentos nominais do período (de respectivamente 15,4% e 16,7%), atrás daquele de 2003; isso ocorre em um contexto onde o salário médio está em ascensão. Nos anos seguintes há redução desse percentual até 2009. Em 2010 há novo aumento e uma redução grande em 2011. Essas variações não são seguidas pelo percentual daqueles que recebiam menos do que o salário mínimo no trabalho principal; a proporção desses é relativamente estável ao longo dos anos (entre 6,5% e 7,7%), exceto nos anos inicial e final da série, em que é menor. As proporções do grau escolar mais alto, que corresponde ao ensino médio completo, apresentam aumento desde o início da série, enquanto os demais graus têm os seus percentuais reduzidos. Por último também se verifica que as médias de idade e daqueles que não se declaram brancos aumentam ao longo dos anos.

Tabela 2: Médias Anuais da PME, 2002-2011

Ano	Sal. Real (R\$ de 12/2011)	SM (%)	< SM (%)	Formal (%)	N. Branco (%)	Escolaridade (%)				Idade (anos)
						Até 3	4 a 7	8 a 10	11 +	
2002	1,356	8.0	4.9	58.8	43.9	10.0	25.9	20.6	43.5	35.6
2003	1,302	7.6	6.4	57.5	43.2	9.3	25.1	20.1	45.5	36.1
2004	1,254	7.4	7.7	56.6	44.8	8.6	25.0	19.3	47.0	36.2
2005	1,296	10.8	6.9	57.8	45.5	7.7	23.1	19.5	49.7	36.4
2006	1,325	10.2	7.6	58.7	44.2	7.6	22.6	18.9	51.0	36.6
2007	1,375	9.1	6.9	59.8	45.2	7.0	21.5	18.5	53.0	36.8
2008	1,447	8.7	7.7	61.6	46.1	6.2	21.2	18.5	54.1	36.9
2009	1,496	9.0	6.9	62.7	47.1	5.8	19.1	18.4	56.7	37.3
2010	1,545	9.9	7.2	64.6	48.6	5.3	18.4	17.8	58.5	37.5
2011	1,580	7.5	5.6	65.8	48.3	5.0	17.7	17.7	59.6	37.7

2.5.1 Densidades Contrafactuais

Nessa seção apresentamos os gráficos das densidades estimadas na ordem direta (nas figuras 5 e 6, respectivamente para homens e mulheres) e na ordem inversa (nas figuras 11 e 12, novamente para homens e mulheres). Neles as linhas verticais representam os salários mínimos reais médios de 2004 e de 2011. Em relação às densidades, as linhas cheias as representam antes do ajuste pelo fator relevante e as linhas pontilhadas após esse ajuste, exceto nos painéis (a), em que representam as densidades de fato ocorridas.

Construímos gráficos das diferenças entre as densidades para avaliar em que pontos os fatores considerados exerceram maiores efeitos (que estão apresentados nas figuras 7, 8, 11 e 12).

Destacamos os seguintes pontos. Parte do deslocamento das densidades salariais à direita que ocorreu entre 2004 e 2011 (ver painéis (b) das figuras 5 e 6) parece ser explicado pela variação do salário mínimo. Podemos observar pelo painel (b) da figura 7 que o aumento do mesmo implicou uma redução sensível da massa de trabalhadores em torno do salário mínimo de 2004 e aumento mais do que proporcional da concentração em torno do salário mínimo de 2011. Entre as mulheres, como vemos no painel (b) da figura 8, o efeito de redução da densidade em torno do salário mínimo de 2004 é mais acentuado; nota-se que as densidades de 2004 e de 2011 das mulheres parecem ser comparativamente mais achatadas pela linha verticais. Quando invertemos a ordem de decomposição, no entanto, os efeitos do salário mínimo se reduzem de forma expressiva, embora ainda pareçam ser mais concentrados sobre a cauda inferior das densidades.

O ajuste das densidades contrafactuais pelo aumento da formalização parece deslocá-las ligeiramente para a direita (ver painéis (c) das figuras 7 e 8). Entre os homens há redução da massa entre os salários mínimos dos dois anos considerados e aumento proporcional no salário pouco acima daquele. Entre as mulheres há redução da massa de trabalhadores à esquerda do salário mínimo de 2011, porém o aumento ocorre em especial exatamente sobre esse valor. Esses resultados são muito atenuados quando invertemos a ordem de decomposição.

Os painéis (d) das figuras 7 e 8 mostram que as mudanças nos atributos pessoais fazem com que as densidades de homens e mulheres sejam reduzidas um pouco à esquerda e exatamente sobre o valor do salário mínimo de 2011; além disso, elas aumentam de forma bastante atenuada à direita daquele. Esses efeitos são muito marcantes entre as mulheres, entre as quais há, no entanto, um aumento da massa à esquerda do salário mínimo de 2011. Quando contabilizada na ordem inversa, a variação das características pessoais tem seus efeitos ampliados e sua incidência um pouco alterada. Como podemos ver nos painéis (d) das figuras 11 e 12, há redução da massa em torno do salário mínimo de 2004 e aumento à direita do salário mínimo de 2011, o que fez a densidade se deslocar ligeiramente para a direita.

Os efeitos da variação nas condições da oferta e da demanda do mercado de trabalho são expressivos para homens e mulheres, como nos mostram os painéis (e) das figuras 7 e 8; as mudanças nessa dimensão geraram uma redução importante daqueles que recebiam exatamente o salário mínimo de 2011 e aumento à direita desse valor. Na ordem inversa, parece haver um desloca-

mento das densidades de homens e mulheres para a direita, com uma distância igual à diferença entre salários mínimos de 2004 e 2011 e com poucas alterações do formato. Esses resultados sugerem que considerando os efeitos do salário mínimo e das características pessoais, as condições de oferta e demanda aumentaram salários acima do mínimo; sem considerar aquelas mudanças, as variações da oferta e demanda aumentaram todos os salários de forma mais ou menos proporcional.

Os fatores residuais fizeram com que os salários daqueles que ganham acima do salário mínimo de 2011 se concentrassem em valores mais próximos a esse (painéis (f) das figuras 5 e 6).

Figura 5: Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Normal

Figura 6: Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Normal

Figura 7: Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Normal

Figura 8: Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Normal

Figura 9: Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Inversa

Figura 10: Densidades do Log Salário Real Mensal (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Inversa

Figura 11: Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Homens, Ordem Inversa

Figura 12: Diferença entre Densidades do Log Salário Real (R\$ de 12/2011) de Mulheres, Ordem Inversa

2.5.2 Medidas de Dispersão

Por último, calculamos medidas de dispersão das densidades estimadas, que apresentamos nas tabelas 3 e 4 . Entre parênteses colocamos a contribuição de cada fator para a variação total.

Destacamos os seguintes pontos para a decomposição na ordem normal (ver tabela 3). Em primeiro lugar, a dispersão salarial é reduzida entre 2004 e 2011 de acordo com quase todas as medidas de desigualdade e para ambos os sexos, se constituindo como o fator mais relevante na redução da dispersão. Seus fator efeitos foram menores sobre a parte superior das densidades (chegando a aumentar a dispersão entre os homens); porém, sobre a parte inferior das mesmas eles foram muito elevado e a variação resultante teria sido mais intensa do que a variação total observada (em 70% para os homens e em 44% para as mulheres) não houvesse efeitos de outros fatores considerados.

A formalização apresenta contribuições à redução da dispersão salarial para ambos os sexos, no geral comparativamente menores que aquelas do salário mínimo. A exceção ocorre quando medimos seu efeito pela diferença entre o 50º e o 90º percentis.

A variação dos atributos pessoais agiu, segundo quase todas as medidas, no sentido de aumentar a dispersão das densidades salariais. No exercício contrafactual estima-se como seria a densidade salarial de 2004 se as características pessoais fossem aquelas de 2011 e a estrutura de preços fosse a de 2004. Como vimos na tabela 2, a proporção de ocupados com mais de 11 anos de estudo (o que equivale ao ensino médio completo) aumenta de modo expressivo de 48% para 60% entre 2004 e 2011. Dessa forma, se os retornos à educação fossem maiores em 2004, é possível que o exercício contrafactual tenha simplesmente ampliado a parcela de pessoas que ganham acima da média e, com isso, aumentado a dispersão salarial.

O sentido das mudanças nas condições de oferta e demanda parece ser de aumento da dispersão, porém entre os homens é menos claro. Desconsiderando as medidas mais parciais (diferenças entre os percentis 50 e 90 e entre os percentis 10 e 50), entre os indivíduos do sexo masculino quatro medidas (desvio padrão, diferença entre os centis 10 e 90, diferença entre os centis 5 e 95 e o coeficiente de Gini) indicam aumento da dispersão e duas delas (diferença interquartis e coeficiente de Theil), redução. As medidas parciais indicam redução da desigualdade entre aqueles com maior renda e aumento entre aqueles com menor renda. Entre as mulheres, os efeitos desse fator aumentaram a dispersão, porém nas medidas parciais ocorre o mesmo padrão

observado entre os homens.

Os fatores residuais apresentaram efeitos no sentido de reduzir a dispersão salarial como um todo.

As medidas calculadas com a decomposição na ordem inversa (ver tabela 4) apresentam algumas diferenças importantes com relação aos resultados anteriores. Em primeiro lugar, quando invertemos a ordem, a variação das condições de oferta e demanda ocorrem no sentido de reduzir a dispersão salarial, especialmente quando ela é medida pela diferença entre o 50º e o 90º percentis.

O sentido da variação dos atributos pessoais entre as mulheres foi predominantemente no sentido de aumentar a dispersão. Entre os homens, em contraste, os efeitos não apresentam um sentido claro e foram pouco relevantes.

A formalização apresentou efeitos com sinais opostos entre os sexos. Entre os homens a formalização reduziu a desigualdade salarial, embora com relevância comparativamente pequena; no grupo de mulheres os efeitos tiveram o sentido de aumentar a dispersão.

O salário mínimo exerceu efeitos no sentido de reduzir a dispersão, porém, ao contrário do observado pela decomposição na ordem normal, eles foram comparativamente reduzidos. Na parte superior da distribuição, não houve efeito no grupo de homens e, no de mulheres, ele agiu no sentido de aumentar a dispersão.

Apesar das mudanças com a inversão da ordem de decomposição que mencionamos, os sinais dos efeitos da formalização e do salário mínimo foram mantidos; em especial, a decomposição na ordem inversa mostra que após considerados os efeitos de todos os demais fatores, o salário mínimo continua com o efeito de redução da dispersão, especialmente entre as mulheres, entre as quais as magnitudes são mais relevantes.

Uma observação adicional é de que as mudanças nas condições de oferta e demanda parecem ter exercido efeitos positivos sobre a tendência central das densidades. As medianas das distribuições de homens e mulheres aumentam respectivamente cerca de R\$ 355 e R\$ 273 na decomposição na ordem normal e R\$ 442 e R\$ 308 na ordem inversa.

Tabela 3: Medidas de Dispersão de Densidades de Salário Mensal, Ordem Normal

	Variação Total	Sal. Mín.	Formaliz.	Atrib. Pessoais	Oferta- Demanda	Não Explicado
Homens:						
Desv. Pad.	-0.085	-0.068 (79.7)	-0.024 (28.2)	0.020 (-23.4)	0.023 (-27.5)	-0.037 (43.0)
10-90	-0.255	-0.280 (110.0)	-0.042 (16.7)	0.085 (-33.3)	0.161 (-63.3)	-0.178 (70.0)
50-90	-0.085	0.008 (-10.0)	-0.034 (40.0)	0.017 (-20.0)	-0.042 (50.0)	-0.034 (40.0)
10-50	-0.170	-0.289 (170.0)	-0.008 (05.0)	0.068 (-40.0)	0.204 (-120.0)	-0.144 (85.0)
25-75	-0.085	-0.085 (100.0)	-0.008 (10.0)	0.068 (-80.0)	-0.008 (10.0)	-0.051 (60.0)
5-95	-0.331	-0.246 (74.4)	-0.153 (46.2)	0.068 (-20.5)	0.187 (-56.4)	-0.187 (56.4)
Coef. Theil	-0.043	-0.025 (58.1)	-0.007 (17.3)	-0.006 (14.7)	-0.007 (17.4)	0.003 (-07.5)
Coef. Gini	-0.030	-0.021 (68.6)	-0.007 (22.1)	0.006 (-19.6)	0.003 (-09.6)	-0.012 (38.5)
Mulheres:						
Desv. Pad.	-0.092	-0.081 (88.3)	-0.054 (58.8)	0.048 (-52.7)	0.049 (-53.5)	-0.054 (59.1)
10-90	-0.246	-0.267 (108.7)	-0.193 (78.3)	0.203 (-82.6)	0.235 (-95.7)	-0.225 (91.3)
50-90	-0.075	-0.021 (28.6)	-0.032 (42.9)	0.118 (-157.1)	-0.043 (57.1)	-0.096 (128.6)
10-50	-0.171	-0.246 (143.7)	-0.160 (93.7)	0.086 (-50.0)	0.278 (-162.5)	-0.128 (75.0)
25-75	-0.096	-0.332 (344.4)	0.000 (00.0)	0.193 (-200.0)	0.193 (-200.0)	-0.150 (155.6)
5-95	-0.396	-0.160 (40.5)	-0.299 (75.7)	0.139 (-35.1)	0.150 (-37.8)	-0.225 (56.8)
Coef. Theil	-0.082	-0.048 (57.9)	-0.022 (26.3)	0.026 (-31.7)	0.015 (-18.4)	-0.054 (65.8)
Coef. Gini	-0.046	-0.042 (92.1)	-0.017 (37.5)	0.028 (-61.0)	0.021 (-46.2)	-0.036 (77.6)

Tabela 4: Medidas de Dispersão de Densidades de Salário Mensal, Ordem Inversa

	Variação Total	Oferta- Demanda	Atrib. Pessoais	Formaliz.	Sal. Mín.	Não Explicado
Homens:						
Desv. Pad.	-0.085	-0.024 (28.2)	-0.010 (11.8)	-0.007 (07.8)	-0.008 (09.2)	-0.037 (43.0)
10-90	-0.255	-0.068 (26.7)	0.017 (-06.7)	-0.017 (06.7)	-0.008 (03.3)	-0.178 (70.0)
50-90	-0.085	-0.051 (60.0)	0.008 (-10.0)	-0.008 (10.0)	0.000 (00.0)	-0.034 (40.0)
10-50	-0.170	-0.017 (10.0)	0.008 (-05.0)	-0.008 (05.0)	-0.008 (05.0)	-0.144 (85.0)
25-75	-0.085	-0.034 (40.0)	0.008 (-10.0)	-0.008 (10.0)	0.000 (00.0)	-0.051 (60.0)
5-95	-0.331	-0.076 (23.1)	-0.008 (02.6)	0.000 (00.0)	-0.059 (17.9)	-0.187 (56.4)
Coef. Theil	-0.043	-0.033 (75.8)	-0.008 (18.8)	-0.005 (12.4)	0.000 (00.5)	0.003 (-07.5)
Coef. Gini	-0.030	-0.015 (49.1)	-0.001 (01.9)	-0.003 (08.5)	-0.001 (02.0)	-0.012 (38.5)
Mulheres:						
Desv. Pad.	-0.092	-0.025 (27.2)	-0.004 (04.0)	0.003 (-03.7)	-0.012 (13.4)	-0.054 (59.1)
10-90	-0.246	-0.064 (26.1)	0.064 (-26.1)	0.032 (-13.0)	-0.053 (21.7)	-0.225 (91.3)
50-90	-0.075	-0.053 (71.4)	0.053 (-71.4)	0.011 (-14.3)	0.011 (-14.3)	-0.096 (128.6)
10-50	-0.171	-0.011 (06.3)	0.011 (-06.3)	0.021 (-12.5)	-0.064 (37.5)	-0.128 (75.0)
25-75	-0.096	-0.043 (44.4)	0.064 (-66.7)	0.032 (-33.3)	0.000 (00.0)	-0.150 (155.6)
5-95	-0.396	-0.064 (16.2)	-0.032 (08.1)	0.011 (-02.7)	-0.086 (21.6)	-0.225 (56.8)
Coef. Theil	-0.082	-0.030 (255.1)	0.007 (-59.7)	-0.007 (55.9)	0.001 (-12.1)	-0.054 (460.8)
Coef. Gini	-0.046	-0.015 (31.9)	0.006 (-13.5)	0.000 (00.1)	-0.002 (03.9)	-0.036 (77.6)

2.6 Conclusão

No presente capítulo nós tivemos como objetivo reproduzir a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), de decomposição da variação entre densidades salariais entre 2004 e 2011 em densidades contrafactuais. Realizamos o exercício com dados da PME para empregados e trabalhadores por conta própria com renda positiva e utilizamos como fatores de decomposição as variações do salário mínimo, da formalização, das condições de oferta e demanda do mer-

cado de trabalho e das características pessoais dos indivíduos (que incluem educação). Nossos principais resultados foram:

- Com a ordem de decomposição em que o salário mínimo é o primeiro fator considerado, sua variação ao longo do tempo constituiu o fator que mais contribuiu para a redução da desigualdade salarial na distribuição como um todo e, em especial, na parte inferior dela. Esses efeitos foram mais intensos entre as mulheres. Na ordem inversa, quando consideramos o salário mínimo por último, seus efeitos ainda são oposto à dispersão, porém com magnitude menor. Nas duas ordens os efeitos sobre a parte superior da distribuição foram muito pequenos ou chegaram a mudar de sentido, ampliando a dispersão.
- O aumento da formalização também contribuiu para a redução da desigualdade salarial, em qualquer uma das ordens de decomposição; a magnitude dos efeitos varia de acordo com aquela ordem. Os fatores residuais constituem o fator adicional a exercer efeitos importantes na redução da dispersão como um todo.
- As mudanças nas características pessoais e nas condições de oferta e demanda agiram no sentido de aumentar a desigualdade salarial. Esses resultados, porém, não foram robustos à inversão da ordem de decomposição. Os resultados em relação a essas variáveis são inconclusivos. O principal efeito das mudanças nas condições de oferta e demanda parece ocorrer sobre a mediana das distribuições, que se deslocaram à direita.

Os nossos resultados sobre o salário mínimo parecem ser consistentes com aqueles de Neder e Ribeiro (2010), para o período 2002-2008 com dados Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), e com aqueles que Firpo e Reis (2006) obtêm com dados da mesma pesquisa, porém para o período entre 2001 e 2005. Esses últimos autores chegam a essas conclusões com uma metodologia contrafactual diferente daquela que utilizamos, o que parece reforçar as nossas. Apesar disso, nossos resultados sobre a formalização e os atributos pessoais diferem daqueles de Neder e Ribeiro (2010), provavelmente em grande medida por conta da consideração do fator adicional das condições de oferta e demanda, que altera todos os resultados quando invertemos a ordem de decomposição.

Como nota Foguel (1998), os nossos resultados sobre os efeitos do salário mínimo não sustentam afirmações sobre os efeitos da política de valorização do daquele sobre a desigualdade de renda. Nossos resultados se referem somente aos efeitos daquela política sobre a dispersão de salários, que possuem um significado substantivo muito diferenciado do ponto de vista dos

agentes econômicos. De forma complementar, é preciso lembrar também que não estamos considerando os efeitos da variação do salário mínimo sobre o desemprego, que segundo Ulyssea e Foguel (2006) são predominantemente negativos na literatura econômica recente.

3 TRANSIÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO

3.1 Objetivo

A informalidade no mercado de trabalho brasileiro se tornou assunto de interesse crescente na produção científica nacional entre o final dos anos 1980 e início dos anos 1990, acompanhando a elevação contínua e persistente de então da proporção de situações ocupacionais alheias à cobertura proporcionada pelo sistema formal de proteção ao trabalhador. Resultados consolidados sobre a informalidade a associam a situações de instabilidade no mercado de trabalho, menores níveis de escolaridade e de retornos à educação, além de situações de precariedade (ULYSSEA, 2005).

Desde o início dos anos 2000, no entanto, o mercado de trabalho brasileiro tem apresentado tendências bastante contrastantes com aquelas de décadas anteriores, como caracterizamos na seção inicial desse texto.

Sobre esse pano de fundo, temos como interesse o crescente setor formal da economia. O presente trabalho foca sobre as transições para a formalidade e procura examinar os seus determinantes a partir de diversas situações ocupacionais. Para esse objetivo, seguiremos o trabalho que Curi e Menezes-Filho (2006) realizaram para o período 1984-2001, aplicando em grande parte a sua metodologia para a nova série da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) que se inicia em março de 2002. Utilizamos, em adição, correções para o atrito do painel daquela pesquisa e testamos a robustez dos resultados controlando por efeitos fixos.

Examinaremos, além disso, outras duas questões relacionadas. A primeira delas seria sobre os fatores que mais influenciaram o aumento da probabilidade de transição para a formalidade ao longo do tempo; nesse sentido, utilizamos a decomposição de Blinder-Oaxaca com os mesmos dados da PME, com grupos definidos para o início e o fim do período analisado. Por último, nos colocamos a questão sobre os pontos da densidade salarial em que os trabalhadores informais, por conta própria, desocupados e inativos se inserem quando transitam para a formalidade. Utilizamos parte da metodologia apresentada no capítulo anterior para examinar essa questão.

Além dessa introdução, esse capítulo possui uma revisão de bibliografia; a seção 3.3 detalha os modelos econométricos implementados nesse estudo; a seção 3.4 apresenta a base de dados da PME e as definições empíricas adotadas nas estimações. Na seção 3.5 mostramos os resultados

mais relevantes e na seção 3.6 finalizamos com algumas conclusões.

3.2 Revisão de Bibliografia

Ulyssea (2005) traz um balanço da literatura empírica recente sobre a informalidade no Brasil, com o objetivo de torná-la menos dispersa e sistematizá-la. O trabalho levanta fatos estilizados e questões relevantes que parecem ganhar importância com o aumento mais recente da formalização.

Em linhas gerais, o fenômeno do aumento da taxa de informalidade observada nos anos 1990 foi sem precedentes, tendo sido alimentado tanto pelo aumento de assalariados informais quanto de trabalhadores por conta própria. Essa tendência persistiu ao longo daquela década, de modo que houve o entendimento de que se trataria de um fenômeno estrutural do mercado de trabalho do país, e não um fato simplesmente cíclico (RAMOS, 2002). Nesse sentido, teria havido contribuição parcial das mudanças na composição setorial da economia ocorridas no período, com a redução do setor industrial (tradicionalmente associado a menores taxas de informalidade) em favor do setor de serviços (que apresentava maior informalidade).

Um segundo fato colocado é de que os setores formal e informal se caracterizariam por composições educacionais diferenciadas, sendo em média mais elevada no setor formal, como mostram diversos estudos. Os retornos à educação, em adição, seriam também maiores no setor formal (CARNEIRO; HENLEY, 2001). No entanto, o estudo de Curi e Menezes-Filho (2006) mostra que a nos anos 1990 a proporção de trabalhadores informais aumentou mais intensamente entre os mais escolarizados (com mais de 11 anos de estudo).

A escolaridade, entre outras características, determinaria também menores chances de um indivíduo estar trabalhando no setor informal. Enquanto alguns estudos (TANNURI-PIANTO; PIANTO, 2002) mostram que essas chances seriam decrescentes com a escolaridade e variando com um padrão em formato de "U" para a idade (menores entre aqueles com idade intermediária), outros autores (CARNEIRO; HENLEY, 2001) mostram efeitos negativos para sexo feminino, brancos, sindicalizados, em áreas urbanas e em grandes estabelecimentos.

Resultados empíricos mostram que o setor informal teria trabalhos relativamente mais fáceis de se encontrar, porém menos duradouros, de modo que teria uma taxa de rotatividade mais alta (AMADEO, 2000; CURI E MENEZES FILHO, 2006). Além disso, haveria correlação inversa

entre a informalidade e renda familiar per capita.

Dois trabalhos empíricos se destacam na tentativa de encontrar determinantes da situação de informalidade dos trabalhadores para os anos 1990. Em primeiro lugar, Hirata e Machado (2010) procuram caracterizar os trabalhadores informais e identificar aqueles que possuem maiores chances de sair daquela situação. Considerando a hipótese de eficiência do mercado de trabalho, os autores levantam a possibilidade de que os trabalhadores informais maximizariam sua utilidade preterindo o setor formal, em razão da tributação ou da aversão à burocracia nele presentes. Os autores definem empiricamente o setor informal como composto por trabalhadores por conta própria e pequenos empregadores, identificando o mesmo com a atividade empreendedora. Através de um modelo de escolha discreta entre seis categorias (trabalho doméstico, emprego sem carteira, emprego formal, trabalho informal, desemprego e inatividade) os autores mostram que indivíduos mais escolarizados apresentavam probabilidades menores de serem informais, tendo maiores chances de inserção em emprego com ou sem carteira, ou o desemprego. Os autores testam duas hipóteses para fatores determinantes da informalidade: de restrição de liquidez e da informalidade como uma alternativa em momentos de crise econômica. Essa última não é confirmada, uma vez que os efeitos do desemprego no período anterior sobre a situação de informalidade não são significantes para a maioria dos casos. A primeira é captada pelo valor da renda domiciliar per capita no caso dos pequenos empreendedores; uma vez que os efeitos dessa variável são positivos e significantes, os autores interpretam o resultado como existência de restrição de liquidez e associam os pequenos empreendimentos a maiores rendas domiciliares.

O outro estudo, que tomaremos como base para nossa metodologia, é o de Curi e Menezes-Filho (2006). Naquele artigo, os autores procuram examinar a dinâmica do mercado de trabalho nos anos 1980 e 1990, em que a taxa de formalidade havia decrescido acentuadamente, através de modelos de escolha discreta sobre as transições. Eles encontraram dois fatores principais para aquela tendência: o aumento das transições do setor formal para o informal e a redução do fluxo do desemprego para a formalidade. Essa última ocorreu especialmente entre os mais escolarizados, na Região Metropolitana de São Paulo e desempregados há mais de 3 meses. Além disso, o estudo mostra elevada rotatividade entre os setores formal e informal e probabilidade de transição decrescente com o tempo na situação.

Devido ao intenso aumento recente da formalidade nos anos 2000, mostrado na seção introdutória, alguns estudos se voltaram à questão dos determinantes dessa nova tendência. Ainda não há muitos trabalhos na literatura empírica sobre o assunto, e os estudos atribuem causas a di-

mensões diversas como a escolaridade da força de trabalho, o ciclo de crescimento econômico, ou mesmo a intensificação da fiscalização das leis trabalhistas.

O trabalho de Mello e Santos (2009) relaciona o aumento da formalidade a uma mudança na composição da oferta de trabalho, em especial, o aumento da educação média. Os autores realizam exercícios de decomposição contrafactual para testar a hipótese de que a entrada no mercado de trabalho de uma geração mais escolarizada determinou a tendência decrescente da informalidade dos anos 2000. Eles estimam um modelo de escolha discreta para a informalidade com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD)⁸ para dois instantes no tempo (2002 e 2007) e encontram que a redução entre as probabilidades preditas de informalidade é de 2,8 pontos percentuais (as probabilidades são de respectivamente 57,4% e 54,6%). Em um primeiro exercício contrafactual, os autores utilizam os coeficientes estimados de 2002 e as características de 2007 e mostram que 75% daquela diferença se deve às mudanças nessas últimas. Em um segundo exercício, os autores mostram que os coeficientes associados à educação se moveram no sentido oposto à redução da probabilidade, ou seja, mantendo somente os coeficientes associados à educação fixos nos valores de 2002 e permitindo variação na composição da população e no restante dos coeficientes, a probabilidade de informalidade diminuiria ainda mais (vai a 53,7%). Um último exercício, com estimações adicionais para taxas de participação e empregabilidade, reforça os resultados anteriores.

Outra hipótese levantada na literatura é de que o ciclo de crescimento exerceria influência sobre a formalidade. Corseuil e Foguel (2012) partem de um modelo teórico de *poaching* para testar resultados que relacionam a formalização com o ciclo de crescimento econômico; esse modelo consiste em uma adaptação daquele proposto por Burdett e Mortensen (1998) e desenvolvido por Moscarini e Postel-Vinay (2009). Em resumo, o modelo considera uma economia com trabalhadores idênticos, dois tipos de firmas (diferenciadas pela produtividade) e fluxo imperfeito de informação, de modo que empresas e indivíduos (desocupados ou ocupados) procuram por empregos. Os indivíduos maximizam sua utilidade entre o consumo de um bem de consumo e lazer, e escolhem o emprego comparando seu salário de reserva com aquele oferecido pelas firmas. Essas maximizam lucro e produzem um produto homogêneo com uma tecnologia com retornos constantes de escala; elas possuem poder de monopólio, devido à informação imperfeita, de modo que oferecem um salário abaixo do nível de produtividade do empregado e é sempre vantajoso a elas oferecerem vagas. As firmas oferecem aos indivíduos trajetórias salariais, sob a restrição do salário mínimo imposto pelo governo, de acordo com equações próprias.

---

⁸A PNAD é uma pesquisa domiciliar amostral realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, tratando de temas como educação e mercado de trabalho com uma abrangência nacional.

As trajetórias salariais dependem da produtividade da empresa, de modo que empresas mais produtivas podem oferecer trajetórias melhores e tornam-se maiores. Dessa forma, o fluxo de trabalhadores só pode ir em direção às empresas mais produtivas.

Considera-se uma economia que irá passar por um ciclo de crescimento contínuo, após sair de uma recessão, de modo que a taxa de desemprego é decrescente. No início do ciclo as firmas contratariam desempregados, que estariam em maior abundância e teriam salários de reserva mais baixos. Conforme o ciclo evolui, a taxa de desemprego cai e os desempregados tornam-se relativamente escassos; como os empregados continuam procurando emprego, a probabilidade de empresas mais produtivas contratarem empregados das empresas menos produtivas aumenta. Considerando a adaptação de Corseuil e Foguel (2012) em que as empresas mais formais são consideradas mais produtivas, esse fluxo levaria ao primeiro resultado que aquele estudo verifica empiricamente: o aumento da taxa de formalidade ao longo do tempo. O segundo ponto verificado naquele estudo é de que a diferença dos salários oferecidos por empresas de produtividade diferente tende a aumentar ao longo do tempo, para depois se reduzir quando a economia se aproxima do estado estacionário.

Por último um terceiro tipo de explicação levantado para o aumento dos empregos formais é a intensificação da fiscalização sobre o trabalho. Nesse sentido, Simão (2009) argumenta que a melhoria da eficiência da fiscalização nos anos 2000 resultou em aumento significativo direto dos empregos formais, sob a hipótese de que a probabilidade de demissão de um trabalhador formalizado pela fiscalização é igual à probabilidade de demissão de um trabalhador qualquer, em contexto de redução do desemprego.

3.3 Metodologia

3.3.1 Logit Multinomial

No presente trabalho vamos considerar cinco situações de mercado de trabalho: os ocupados no setor formal, os ocupados no setor informal, trabalhadores por conta própria, desocupados e inativos. Nosso objetivo inicial é o de modelar as probabilidades de transição a partir de uma situação inicial em um instante de tempo t_1 para cada situação final em t_2 , totalizando 25 possíveis transições. Para esse objetivo utilizaremos o modelo de resposta discreta logit multinomial. Estaremos interessados principalmente nas transições para a formalidade.

Para cada situação inicial temos 5 respostas: $j = 0, 1, 2, 3, 4$. A probabilidade de o indivíduo i , $i = 1, \dots, N$, escolher a transição j será:

$$Pr(y_i = j) = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(X_i \beta_k)}$$

O vetor de probabilidades será:

$$Pr(Y = j) = \frac{\exp(X \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(X \beta_k)}$$

A estimação é feita por máxima verossimilhança, através da função:

$$\log L = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{j=0}^J I(y_i = j) X_{ij} \beta_j - \log \left(\sum_{j=0}^J \exp(X_{ij} \beta_j) \right) \right)$$

onde $I(\cdot)$ é a função indicadora, que assume o valor 1 quando a resposta é igual a j e 0 caso contrário.

Vale destacar que implementaremos o modelo separadamente para as subamostras definidas por cada situação inicial. Como mostram alguns trabalhos da área (TANNURI-PIANTO; PIANTO, 2002; HIRATA; MACHADO, 2010), os indivíduos se auto-selecionam para as situações iniciais de acordo com variáveis não observáveis. Para estimar os parâmetros dos efeitos das variáveis independentes sobre as probabilidades das transições para a população no geral seria necessário implementar um modelo de seleção adequado para a função logística, que é não linear. Esse procedimento não é trivial e ultrapassa em muito os objetivos desse trabalho; por esse motivo, nos limitaremos a estimar consistentemente somente os parâmetros para as subpopulações auto-selecionadas.

Hirata e Machado (2010) utilizam o logit multinomial, porém tendo como variável dependente a posição de trabalhador por conta própria. Em contraste, a variável dependente no caso de Curi e Menezes-Filho (2006) é a transição entre as situações ocupacionais; optamos por essa última especificação, pois como a transição ocorre de t_1 para t_2 , nos parece que os efeitos causais das características das observações no instante inicial t_1 sobre as transições ficam mais claros.

Os resultados serão apresentados em termos de razões de probabilidade. Para a transição j , seja $p_j(X\beta)$ a probabilidade de transição j , calculada pela equação definida anteriormente; a razão

de probabilidades é dada por:

$$\frac{p_j(X\beta)}{p_0(X\beta)} = \exp(X\beta_j), j = 1, \dots, J$$

onde $p_0(X\beta)$ é a probabilidade de $j = 0$, $p_0 = Pr(y = 0 | X) = 1 / [1 + \sum_{h=1}^J \exp(X\beta_h)]$. A categoria base ($j = 0$) será sempre a permanência na situação inicial. A razão de probabilidades para uma mudança de uma unidade em x_k será dada por:

$$\exp(\beta_{1j}) = \frac{\exp(\beta_{1j}x_1) + \dots + \exp(\beta_{kj}(x_k + 1)) + \dots + \exp(\beta_{Kj}x_K)}{\exp(\beta_{1j}x_1) + \dots + \exp(\beta_{kj}x_k) + \dots + \exp(\beta_{Kj}x_K)}$$

Para verificar os efeitos marginais, vamos calcular estimativas das probabilidades de transição mantendo fixos os valores das características observadas e imputando os valores da variável de interesse em toda a amostra. Dessa forma, o que se está estimando é a esperança da probabilidade de transição se toda a amostra tivesse uma dada característica de interesse. Seja w a característica de interesse com L categorias; então para a matriz de características observadas X as estimativas serão:

$$\left\{ \bar{\hat{P}}(y = j | X, w = w_0), \bar{\hat{P}}(y = j | X, w = w_1), \dots, \bar{\hat{P}}(y = j | X, w = w_L) \right\}, j = 1, \dots, J$$

onde $\bar{\hat{P}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}_i$ e $\hat{P}_i$ são as probabilidades preditas, calculadas conforme a equação anteriormente definida.

3.3.2 Logit Condicional

A transição do trabalhador entre categorias ocupacionais pode ser determinada não apenas pelas características observáveis do indivíduo (X_i), tais como educação e idade, e da família, mas também por variáveis não observáveis (c_i), como habilidade e preferências, que são constantes no tempo. Se as características observáveis do indivíduo forem correlacionadas com o efeito específico não observável, a estimação de uma regressão que não considere esse efeito, como o logit multinomial, será inconsistente.

Ao trabalhar com dados em painel, podemos usar as características dos indivíduos como seu próprio controle; no caso de variáveis dependentes binárias, isso pode ser feito com o modelo logit de efeitos fixos. A ideia é fazer o controle por características intrínsecas a cada indivíduo e que não mudam ao longo do tempo, sejam elas mensuráveis ou não. Esse método não faz o controle pelas variáveis que variam no tempo, mas supomos que essas são mensuradas e podem

ser incluídas explicitamente no modelo. Para a variável dependente binária y_i , o modelo logit de efeitos fixos pode ser escrito como:

$$Pr(y_i = 1 | X_i) = F(c_i + X_i\beta), i = 1, \dots, N$$

onde $F(\cdot)$ é a função de distribuição logística acumulada:

$$F(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$$

Após algumas manipulações algébricas, é possível escrever a função densidade condicional como:

$$f(y_i | c_i, X_i, \beta) = \frac{\exp(c_i \sum_t y_{it}) \exp \sum_t y_{it} X'_{it} \beta}{\prod_t [1 + \exp(c_i + X'_{it} \beta)]}$$

Na estimação pelo método de máxima verossimilhança é possível eliminar consistentemente o efeito fixo c_i . Esse método é baseado no logaritmo da função densidade para o i -ésimo indivíduo, condicional em $\sum_{t=1}^T y_{it}$, o número total de resultados iguais a 1 para o indivíduo ao longo do tempo. No caso particular em análise, consideramos dois períodos; então condicional em $\sum_{t=1}^2 y_{it}$, obtêm-se:

$$Pr\left(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 \mid \sum_{t=1}^2 y_{it} = 1, c_i, X_{it}\right) = \frac{Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1)}{Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1) + Pr(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0)}$$

Supondo que, dados c_i e X_{it} , y_{i1} e y_{i2} são independentes, temos:

$$Pr\left(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 \mid \sum_{t=1}^2 y_{it} = 1, c_i, X_{it}\right) = \frac{\exp[(X_{i2} - X_{i1})' \beta]}{1 + \exp[(X_{i2} - X_{i1})' \beta]}$$

que independe de c_i .

Com os dados que possuímos não é possível manter a transição para a formalidade como variável independente. Para isso precisaríamos ter observações da situação final dos indivíduos no terceiro ano, porém a base de dados que utilizaremos, da Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE, só possui observações em um painel de 15 meses para cada domicílio. Assim, para o método do logit condicional, vamos adotar como variável dependente a situação de ocupação atual, que terá o valor 1 caso essa seja formal. Essa especificação limita a nossa análise aos estoques de indivíduos em cada situação inicial e não nos permite verificar diretamente os fluxos.

Por último, como essa metodologia elimina os efeitos fixos na estimação, para o cálculo das probabilidades de ocupação formal é preciso fazer alguma suposição sobre eles. Utilizamos a opção do Stata que permite considerar esses efeitos iguais a zero e calcularemos as probabilidades não condicionais.

3.3.3 Atrito

Frequentemente ao lidar com dados em painel ocorrem problemas de atrito, de modo que há informações faltantes de alguns indivíduos para alguns períodos. Se a saída da amostra ocorrer de forma completamente aleatória, por um processo independente das características dos indivíduos, então o atrito não constitui um problema para a estimação. Se, ao contrário, a perda de informações tiver relação com essas características, a ausência de correção para o atrito pode levar a resultados inconsistentes. Uma forma de correção para modelos não lineares, como é o caso particular desse estudo, é feita pelo método de ponderação por probabilidades invertidas (IPW – inverse probability weighting). Seja s_{it} o indicador de seleção para cada período do tempo, onde $s_{it} = 1$ se (y_{it}, X_{it}) são observados. O interesse reside na distribuição condicional de y_{it} dado X_{it} . Em um painel balanceado, observaríamos (y_{it}, X_{it}) para cada t ; porém, ao invés disso, observamos (y_{it}, X_{it}) apenas se $s_{it} = 1$. O problema de atrito pode então ser resolvido sob a hipótese de ignorabilidade da seleção condicional, em que, condicional às variáveis observadas no primeiro período, Z_{i1} , (y_{it}, X_{it}) é independente de s_{it} , ou seja,

$$Pr(s_{it} = 1 \mid y_{it}, X_{it}, Z_{i1}) = Pr(s_{it} = 1 \mid Z_{i1}), t = 1, \dots, T$$

Sob aquela hipótese, o método IPW é feito em dois passos. Primeiro, para cada t , estima-se $(\hat{p}_{it})$, a probabilidade de $s_{it} = 1$, condicional em Z_{i1} , por logit ou probit. O segundo passo consiste em ponderar a função objetivo por $\frac{1}{\hat{p}_{it}}$. Assim, a nova função objetivo será dada por:

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(\frac{s_{it}}{\hat{p}_{it}} \right) q_t(w_{it}, \theta)$$

onde $w_{it} = (y_{it}, X_{it})$ e $q_t(w_{it}, \theta)$ é a função objetivo em cada período, que nesse trabalho serão as funções de log-verossimilhança dos modelos logit multinomial e logit condicional.

3.3.4 Decomposição de Blinder-Oaxaca

Em adição, temos como objetivo investigar quais foram os fatores que mais contribuíram para as mudanças nas probabilidades de transição para a formalidade ao longo dos anos. Para isso iremos decompor as diferenças entre aquelas probabilidades no início (2003 e 2004) e no final do período (2009 e 2010) utilizando a decomposição de Blinder-Oaxaca; essa metodologia permite examinar o quanto dessas diferenças é devido às mudanças na composição da população e quanto é devido às variações nos efeitos marginais das características da população sobre a probabilidade de transição. Nesse caso, por simplicidade trabalharemos com o modelo de probabilidade linear para realizar as estimações dos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a probabilidade em questão⁹.

Seguindo Jann (2008), dados dois grupos A e B , uma variável de resultado Y e um conjunto de variáveis explicativas X , definimos a diferença entre as esperanças (R) como:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B)$$

Com base no modelo linear:

$$Y_l = X_l' \beta_l + \varepsilon_l, \quad l \in \{A, B\}$$

Podemos fazer:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A' \beta_A + \varepsilon_A) - E(X_B' \beta_B + \varepsilon_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B$$

sob a hipótese de identificação $E(\varepsilon | X) = 0$.

Para realizar a decomposição, iremos somar e subtrair $[E(X_A) - E(X_B)]' \beta^*$, onde β^* é estimado utilizando uma amostra dos dois grupos, considerando *dummies* que diferenciam os instantes inicial e final. Dessa forma, temos:

$$R = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^* + [E(X_A)' (\beta_A - \beta^*) + E(X_B)' (\beta^* - \beta_B)]$$

O primeiro termo da soma (chamado de parte explicada, ou efeito composição) representa a

---

⁹Realizamos tentativas diversas de decomposição utilizando a metodologia proposta por Yun (2000) e por Yun (2004), porém os erros de aproximação linear da função logística encontrados eram expressivos; por esse motivo, resolvemos adotar o modelo de probabilidade linear.

parcela da diferença entre as esperanças dos grupos explicada pela mudança nas variáveis explicativas. O segundo termo representa a parcela devida às mudanças dos coeficientes.

No nosso estudo, utilizaremos como variável dependente a *dummy* de transição para a formalidade (ou de permanência nela para o caso dos inicialmente formais) e realizaremos estimações separadamente para cada situação inicial. Para implementar as estimações, utilizamos o algoritmo proposto por Jann (2008).

O algoritmo oferece uma solução simples para um problema de identificação levantado por Yun (2005) em que os resultados de decomposições utilizando variáveis categóricas mudam de acordo com a escolha da categoria base. Em linhas gerais, a decomposição é computada com base em efeitos normalizados em relação a uma média dos coeficientes estimados ao se variar a categoria base. Suponha que temos uma regressão com a seguinte equação:

$$Y = \alpha + \sum_{l=1}^L X_l \delta_l + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=2}^{K_m} D_{mk_m} \beta_{mk_m} + \varepsilon$$

onde há L variáveis contínuas X_l e M variáveis categóricas (indexadas por m), cada uma com K_m categorias (indexadas por k_m) e $K_m - 1$ variáveis *dummy* na equação (D_m). Essa equação será reescrita como:

$$Y = \alpha + \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_m + \sum_{l=1}^L X_l \delta_l + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=2}^{K_m} D_{mk_m} (\beta_{mk_m} - \bar{\beta}_m) + \varepsilon$$

onde $\bar{\beta}_m = \frac{1}{K_m} \sum_{i=1}^{K_m} \beta_{i,mk_m}$, a média dos coeficientes associados a uma mesma *dummy*, variando a categoria de referência. A decomposição será realizada sobre essa equação normalizada. Note que nesse caso o termo constante inclui a soma das médias dos coeficientes estimados $\bar{\beta}_m$, o que significa que se está contabilizando no termo de mudança geral da probabilidade as médias dos impactos de cada *dummy*. Esse recurso nos permite obter estimativas também sobre a contribuição do grupo de referência das variáveis categóricas.

3.3.5 Densidades

Nossos último objetivo é de verificar em que pontos da densidade salarial os trabalhadores informais, por conta própria, desocupados e inativos se encontram quando transitam para a formalidade. Para detalhar um pouco mais os resultados das densidades estimadas, iremos realizar decomposições de Oaxaca-Blinder como aquelas do capítulo anterior, porém ao invés

de considerarmos instantes de tempo diferentes para definirmos os grupos, utilizaremos grupos definidos pelas situações iniciais. A metodologia é idêntica àquela já utilizada e, para não estendermos o texto, não a descreveremos novamente.

3.4 Dados

Como no capítulo anterior, utilizaremos os dados da nova série da PME¹⁰. A amostragem da PME é feita na forma de um painel rotativo, em que um mesmo domicílio é entrevistado oito vezes; quando entra na amostra, cada domicílio será entrevistado nos meses $t, t + 1, t + 2, t + 3, t + 12, t + 13, t + 14$ e $t + 15$. Esse tipo de amostragem possibilita a contabilização de transições entre situações ocupacionais em diferentes instantes do tempo. Nesse trabalho seguiremos o esquema proposto por Curi e Menezes-Filho (2006) em que se consideram as transições entre a quarta e a oitava entrevistas. A vantagem dessa especificação é de que é possível obter uma informação mínima sobre a duração da situação na quarta entrevista a partir das informações das três primeiras entrevistas. Apesar de essa informação existir para os ocupados e desocupados na própria pesquisa, ela não existe para os inativos, uma das situações iniciais que consideraremos.

A construção das categorias de situação de mercado de trabalho seguirá a classificação utilizada por Curi e Menezes-Filho (2006), porém com algumas definições adicionais. O seguinte quadro explicita os critérios utilizados na classificação:

Tabela 5: Definições Empíricas das Situações de Mercado de Trabalho

Situação	Definição
Ocupados no setor formal	Empregados no setor privado com carteira de trabalho assinada e empregadores
Ocupados no setor informal	Empregados no setor privado sem carteira de trabalho assinada
Trabalhadores por conta própria	Trabalhadores por conta própria
Desocupados	Desocupados na semana de referência
Inativos	Inativos na semana de referência

Seguindo a definição de Hirata e Machado (2010) não incluímos os funcionários públicos e militares em nossa análise, porque a estabilidade dessas posições é relativamente maior e as transições para elas se fazem de forma diferenciada. Por simplicidade, também não estamos considerando os empregados domésticos em nossa análise; por possuírem características muito

¹⁰Para uma explicação mais detalhada sobre a pesquisa, veja a seção 2.4

peculiares, esses trabalhadores teriam que ser isolados em uma categoria própria, o que complicaria ainda mais o quadro de transições.

Nas estimações trabalharemos somente com pessoas com entre 25 e 65 anos, de modo a evitar a faixa de jovens que se encontrava na transição entre o fim do Ensino Médio e o trabalho, um grupo com especificidades e que exigiria um estudo específico. Para a construção das variáveis domiciliares excluimos os que eram empregados domésticos e filhos dos empregados domésticos na situação no domicílio. Isso se justifica pelo fato de que a relação desses dois tipos de membro com os demais membros do domicílio provavelmente seria de natureza diferente das relações entre esses últimos, afinal há um vínculo de emprego. Desse modo, a renda dos empregados domésticos e de seus filhos não poderia ser contabilizada na renda do domicílio; além disso, se o filho do empregado doméstico for muito jovem, ele seria um dependente do empregado doméstico e não poderia ser contabilizado como um dependente do domicílio.

Segundo Ribas e Soares (2008), a PME sob a nova metodologia apresenta uma taxa elevada de atrito total. Apesar de a pesquisa colocar claramente os domicílios no painel, ela não identifica diretamente os indivíduos dentro de cada domicílio pesquisado em dois instantes de tempo diferentes. Seria possível realizar essa identificação de forma razoável a partir de características observáveis como sexo e data de nascimento (dia, mês e ano). No entanto, como descrevem Ribas e Soares (2008), esse tipo de emparelhamento (chamado “básico” pelos autores), pela pouca flexibilidade, seria sensível a erros de declaração dos respondentes e resultaria em uma taxa de atrito bastante elevada - de cerca de 50% entre 2003 e 2004 para o período de 12 meses (RIBAS; SOARES, 2008). Os mesmos autores propõem um algoritmo que utiliza critérios de emparelhamento de forma mais flexível de modo a reduzir o atrito devido a erros de declaração. Utilizaremos esse algoritmo para fazer o emparelhamento dos indivíduos e assim minimizar parte do problema do atrito. Em adição faremos estimações com reponderações da amostra pelo método IPW, descrito na seção anterior, na tentativa de lidar com o restante do atrito.

Em contraste com os trabalhos de Curi e Menezes-Filho (2006), nesse trabalho adotamos, além das variáveis individuais, algumas variáveis domiciliares, porque acreditamos que algumas características específicas da dinâmica dos domicílios influencia de forma importante a decisão ocupacional. Para lidar com o tempo de permanência nas situações iniciais, utilizamos variáveis coletadas diretamente no questionário da PME ou derivadas dessas ¹¹; no caso dos inativos, criamos uma variável indicadora com base nas informações das três primeiras entrevistas, para permanência de 3 meses na mesma situação. As variáveis de idade da pessoa de referência e

¹¹V412 e V426 para os ocupados; VD14 para os desocupados.

escolaridade máxima do domicílio foram incluídas na tentativa de controle por medidas de ciclo de vida e de capital humano do domicílio. Consideramos a variável de proporção de crianças com 6 anos ou menos no total de pessoas como uma medida de quantidade de dependentes por domicílio; a variável indicadora de tipo de domicílio é igual à unidade quando a família associada à pessoa de referência do domicílio não é uma família nuclear. Além disso, incluímos também o total de pessoas no domicílio, a renda domiciliar per capita, além das variáveis individuais de sexo, escolaridade e idade.

No caso das situações iniciais em que havia ocupação, também consideramos entre as variáveis explicativas os setores de atividade e o tamanho dos estabelecimentos. Essas variáveis foram incluídas na tentativa de controlar os efeitos dos diferentes tipos de dinâmica às quais as atividades econômicas estão relacionadas, além da produtividade das empresas onde os indivíduos estavam ocupados inicialmente.

3.5 Resultados

Em primeiro lugar, a matriz de transição abaixo mostra as proporções de transições no período de 1 ano (entre a 4ª e a 8ª entrevistas) entre as situações possíveis no período de 2002-2010. Entre formais, trabalhadores por conta própria e inativos as proporções de permanência são maiores do que aquelas de transição para outras situações; os formais apresentam a maior taxa de permanência, seguidos pelos inativos e trabalhadores por conta própria. Os principais canais de transição para esses últimos foram a informalidade e a inatividade.

A maioria dos informais (cerca de 55%) transita para outra situação após um ano. Podemos observar que o principal canal de saída foi a formalidade, com cerca de 24,5%, seguida pelo trabalho por conta própria, com 18%.

A informalidade apresenta uma taxa muito baixa de permanência: cerca de 77% dos desocupados muda de situação entre a 4ª e a 8ª entrevistas. 31% dos inicialmente desocupados deixa de procurar trabalho e vai para a inatividade após um ano; no entanto mais da metade deles começa a trabalhar (55%) e uma parcela significativa (23%) transita para o setor formal. É provável que haja elevada rotatividade de indivíduos na condição de desocupação, de modo que no contexto de redução acentuada do desemprego se trate de uma situação transitória.

Tabela 6: Matriz de Transição entre Situações de Mercado de Trabalho - Regiões Metropolitanas, 2002-2010

		Final				
		Formal	Informal	C. Própria	Desocup.	Inativo
Inicial	Formal	84.1%	5.6%	3.0%	2.3%	5.0%
	Informal	24.7%	44.6%	18.1%	3.5%	9.1%
	C. Própria	7.8%	12.9%	65.5%	1.9%	11.9%
	Desocup.	23.0%	11.7%	10.8%	23.4%	31.0%
	Inativo	5.0%	3.4%	6.2%	3.8%	81.6%

As figuras seguintes apresentam um panorama inicial dos estoques de cada situação de mercado de trabalho. A figura 13 mostra a proporção daqueles que permaneceram na mesma situação nos dois instantes considerados ao longo do tempo. Verificamos novamente que os ocupados formais foram aqueles que mais se mantiveram na mesma situação, seguidos pelos inativos. Até 2004 ocupados formais, informais, trabalhadores por conta própria e inativos aumentaram a taxa de permanência na mesma situação; a partir de 2005 as proporções se mantiveram estáveis até o final do período, exceto para os informais, cuja proporção cai ligeiramente no final do período. A proporção de desocupados se diferencia das demais, apresentando decréscimo pequeno até 2007 e, a partir daquele ano, uma redução mais acentuada.

Figura 13: Proporção (%) de Entrevistados que Permaneceram na Mesma Situação - RMs, 2002-2010

Esse quadro contrasta bastante com o descrito por Curi e Menezes-Filho (2006) sobre as décadas anteriores. Para o período de 1984-2000, os autores identificaram uma queda na porcentagem de trabalhadores empregados no setor formal a partir de 1988. Em contrapartida, houve aumento na proporção de indivíduos trabalhando no setor informal e por conta própria. Os autores identificaram, além disso, aumento na proporção de desocupados. Em resumo, o quadro

contrastava em quase todos os sentidos com o apresentado na década recente.

A figura 14 mostra a evolução das transições dos ocupados a partir do setor formal da economia. A partir de 2002 as transições para as demais situações diminuíram até meados da década, em especial o fluxo direcionado à informalidade e à desocupação; a transição para a inatividade, no entanto, aumenta ligeiramente a partir de 2005. A figura 15 apresenta a evolução a partir do setor informal. Observa-se uma proporção relevante de trabalhadores informais transitando para o setor formal, porém somente a partir de 2005, com aumento de aproximadamente 5 pontos percentuais até 2010 (quando chega a 27%). Além disso, caiu a proporção de desocupados a partir do setor informal em todo o período em análise (de 5,5% para 2,5%).

Figura 14: Transições a Partir da Formalidade - RMs, 2002-2010

Figura 15: Transições a Partir do Informalidade - RMs, 2002-2010

A figura 16 apresenta as transições a partir da categoria conta própria. Observa-se novamente uma alta proporção de trabalhadores migrando para o setor formal a partir de 2004, no entanto

esse aumento não é relevante até 2006. Em adição, observa-se uma queda da transição para as demais situações em todo o período.

Figura 16: Transições a Partir do Trabalho por Conta Própria - RMs, 2002-2010

Figura 17: Transições a Partir da Desocupação - RMs, 2002-2010

As transições a partir da desocupação pode ser observada na figura 17. Observa-se a um aumento pronunciado delas em direção ao setor formal, de cerca de 10 pontos percentuais a partir de 2003; as transições para as categorias conta própria e informais, por sua vez, apresentaram queda em todo o período de análise. A figura 18 mostra as transições a partir da inatividade. Mais uma vez observa-se aumento na proporção de transições para o setor formal a partir de 2003; para as demais categorias, houve queda se considerado todo o período, de 2002 a 2010.

Figura 18: Transições a Partir da Inatividade - RMs, 2002-2010

Em resumo, entre 2002 e 2008 as taxas de permanência tiveram no geral pequeno aumento para todas as situações iniciais, exceto entre desocupados. Ao mesmo tempo, as transições para a formalidade aumentaram a partir de todas as situações iniciais, especialmente entre os desocupados; os fluxos de saída da formalidade se reduziram no período, especialmente em direção à informalidade ou à desocupação. Esses movimentos parecem ter determinado o crescimento relativo e absoluto do estoque de ocupados formais.

Em adição, o início do aumento ocorre em instantes diferenciados: nas situações onde não havia inicialmente uma ocupação (desocupação ou inatividade), as probabilidades de transição para a formalidade vêm aumentando desde 2003. Nas situações em que havia ocupação (informalidade ou trabalho por conta própria) o início do aumento é posterior (2005 para a informalidade, 2004 para o trabalho por conta própria).

Nos resta examinar, o padrão de recrutamento do setor formal; iremos examinar, a partir da situação final, quais foram as situações iniciais que forneceram os fluxos mais relevantes. No gráfico 19, mostramos como os empregados formais que realizaram mudanças de emprego ou entraram na formalidade entre a 4ª para a 8ª entrevistas se distribuem conforme as situações iniciais. Podemos observar que o setor formal é aquele que mais forneceu novos empregados e, além disso, é aquele cuja importância aumentou mais no período (10 pontos percentuais a partir de 2004), o que significa rotatividade crescente interna ao setor. Os inativos apresentam trajetória relativamente estável até 2008 (oscilando em torno de 15,5%), com crescimento da participação até o final do período. A importância relativa dos informais e dos desocupados segue trajetória semelhante entre si, com níveis praticamente iguais em 2003 (cerca de 17,5%) e em 2010 (entre 12% e 13%); a participação dos trabalhadores por conta própria é menor (em

torno de 10% até 2008), e se reduz ligeiramente até 2010.

Figura 19: Distribuição (%) das Situações Iniciais entre Empregados Formais Após a Transição - RMs, 2002-2011

3.5.1 Setores de Atividade

As figuras anteriores mostraram que há crescimento das proporções de transições para a formalidade a partir de qualquer situação inicial. Vamos examinar com mais detalhes esses fluxos crescentes com algumas desagregações. Gostaríamos de saber quais são os setores de atividade que estão contratando formalmente; dessa forma, fizemos a desagregação dos fluxos para a formalidade pelo setor de atividade de destino, ou seja, da ocupação formal em que o indivíduo se encontrava após a transição¹². Novamente, nesses gráficos estamos considerando somente os indivíduos que de fato mudaram de situação ou, entre os que permaneceram na formalidade, aqueles que trocaram de empregos formais entre no período de um ano, anterior à 8ª entrevista.

As figuras 20 a 24 mostram essa desagregação. No geral podemos notar que os serviços foram aqueles que mais contrataram os que permaneceram ou se tornaram formais (com participações entre 35% e 45% em 2002); essas proporções aumentaram ligeiramente ao longo do tempo em todos os casos, exceto entre os trabalhadores por conta própria, que apresentaram oscilações nos seus percentuais. Entre os que eram desocupados ou inativos o crescimento das proporções foi expressivo entre 2002 e 2011 (de respectivamente 13 p.p. e 4 p.p.).

¹² A agregação de setores de atividade foi feita em 4 categorias da seguinte forma. A indústria de transformação inclui as divisões 15 a 37 da CNAE domiciliar. A construção civil inclui também os setores de produção e distribuição de água, gás e energia (seções 40 a 45). O comércio agrega as divisões 50 a 55; os serviços incluem todos os tipos de serviços de transporte, intermediação financeira, atividades imobiliárias, de informática, pesquisa e desenvolvimento, saúde e educação (divisões 60 a 74 e 80 a 59).

O comércio foi o segundo setor que mais contratou os que permaneceram ou transitaram para a formalidade (com percentuais entre 21% e 29% em 2002), porém as trajetórias de seus percentuais não apresentaram grandes alterações. A indústria aparece em terceiro lugar (percentuais entre 19% e 27% em 2002), com tendências de redução mais acentuadas, em especial entre os que eram desocupados (com uma variação de -8 p.p. entre 2002 e 2011) ou inativos (variação de -4 p.p. no mesmo período).

Por último, a construção civil apresentou as menores participações nas contratações de empregados formais (entre 5% e 11% em 2002). Entre aqueles que permaneceram na formalidade ou eram informais, a participação da construção civil começou a aumentar a partir de 2004 (em 3 p.p. e 4 p.p., respectivamente); nos demais casos houve relativa estabilidade.

Figura 20: Distribuição (%) dos Ocupados Formais que Permaneceram na Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011

Figura 21: Distribuição (%) dos Ocupados Informais que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011

Figura 22: Distribuição (%) dos Trabalhadores por Conta Própria que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011

Figura 23: Distribuição (%) dos Desocupados que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011

Figura 24: Distribuição (%) dos Inativos que Transitaram para a Formalidade, por Setor de Atividade de Destino - RMs, 2002-2011

Em resumo, com as desagregações por setor de destino nós constatamos que os serviços constituem o setor que mais fez novas contratações no setor formal; esse setor e aquele de construção civil apresentaram crescimento na participação de contratações entre 2002 e 2011, em especial entre os que eram inicialmente desocupados ou inativos. O setor industrial apresentou redução nas contratações do setor formal, em especial entre antigos desocupados ou inativos.

3.5.2 Logit Multinomial

As tabelas 7 a 15 a seguir apresentam as razões de probabilidade estimadas com os modelos logit multinomial para a escolha ocupacional a partir, respectivamente, da formalidade, da informalidade, do trabalho por conta própria, da desocupação e da inatividade. Essas estimativas não expressam diretamente os efeitos marginais das variáveis explicativas sobre as probabilidades de transição; por esse motivo, a apresentação dessas tabelas tem como objetivo somente verificar se os efeitos marginais são estatisticamente diferentes de zero e, em caso positivo, a sua direção em relação à base. A categoria omitida é sempre a permanência na situação inicial, de modo que os coeficientes devem ser interpretados com relação a essa situação. Mostraremos somente parte das estimativas, com os resultados mais relevantes (as tabelas completas se encontram no apêndice).

Em relação às variáveis individuais, o sexo feminino reduziu as chances de transição para situações diferentes daquelas em que o indivíduo estava inicialmente ocupado (formalmente, informalmente ou por conta própria); essa variável também exerceu efeitos positivos sobre transições a partir dessas situações para a desocupação ou a inatividade. O efeito dessa variável é negativo, além disso, na transição da inatividade para a desocupação, porém positivo para a transição no sentido contrário.

A categoria de referência para a educação é o grupo com até 3 anos de estudos. Os efeitos para as transições onde há ocupação, a partir da formalidade, são positivos, e os valores estimados são relativamente semelhantes entre si. No sentido oposto, as transições a partir de qualquer situação inicial para a formalidade são positivas e em ordem crescente de intensidade para os graus mais altos.

Tabela 7: Estimativas para Transições a partir da Formalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) Formal- Informal	(2) Formal- C. Própria	(3) Formal- Desocup.	(4) Formal- Inativo
Sexo: Feminino	0.822*** (0.0236)	0.585*** (0.0224)	1.174*** (0.0443)	2.016*** (0.0557)
Pessoa de ref.	0.917*** (0.0291)	0.888*** (0.0338)	0.879*** (0.0393)	0.723*** (0.0211)
4 a 7 anos de estudo	1.194*** (0.0723)	1.111 (0.0745)	1.064 (0.0881)	0.983 (0.0498)
8 a 10 anos de estudo	1.236*** (0.0805)	1.221*** (0.0890)	1.088 (0.0978)	0.962 (0.0536)
11 a 14 anos de estudo	1.165** (0.0799)	1.141* (0.0888)	1.055 (0.101)	0.773*** (0.0457)
15 ou mais anos de estudo	1.351*** (0.1000)	1.256*** (0.108)	0.797** (0.0900)	0.556*** (0.0402)
Prop. crianças	0.972 (0.0923)	1.137 (0.130)	0.837 (0.108)	1.257** (0.120)
31 dias a < 1 ano no emprego	0.931 (0.0997)	0.775** (0.0911)	1.031 (0.131)	0.962 (0.102)
1 a < 2 anos no emprego	0.752*** (0.0820)	0.599*** (0.0723)	0.752** (0.0973)	0.775** (0.0841)
2 anos > no emprego	0.566*** (0.0592)	0.461*** (0.0527)	0.408*** (0.0510)	0.629*** (0.0655)
C. Civil	1.570*** (0.0783)	2.727*** (0.141)	1.229*** (0.0850)	1.233*** (0.0620)
Comércio	1.320*** (0.0467)	1.256*** (0.0576)	0.988 (0.0472)	1.014 (0.0343)
Serviços	1.053 (0.0338)	1.116*** (0.0459)	0.925* (0.0394)	0.860*** (0.0264)
Outros	1.493*** (0.170)	1.138 (0.179)	0.974 (0.190)	0.954 (0.127)
Tam. Estab.: 6 a 10 pessoas	1.311*** (0.0684)	1.134* (0.0782)	0.897 (0.0873)	0.943 (0.0588)
Tam. Estab.: 11 ou mais pessoas	0.485*** (0.0220)	0.536*** (0.0311)	0.992 (0.0738)	0.863*** (0.0421)

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Esse resultado contrasta com aquele de Curi e Menezes-Filho (2006) para o período 1984-2001, quando a proporção de trabalhadores informais estava crescendo principalmente entre os mais escolarizados e a redução da taxa de saída do desemprego para a formalidade teria se reduzido entre os mais escolarizados da Região Metropolitana de São Paulo, na mesma situação a mais de 3 meses. Para o contexto dos anos 2000, os nossos resultados indicam que a escolaridade parece de fato desempenhar um papel relevante na colocação no setor formal da economia; os mais escolarizados possuem chances comparativamente maiores de fazerem a transição para essa parcela do mercado de trabalho em comparação com aqueles com menor escolaridade.

Tabela 8: Estimativas para Transições a partir da Formalidade, Indicadoras de Ano - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) Formal- Informal	(2) Formal- C. Própria	(3) Formal- Desocup.	(4) Formal- Inativo
2003	0.909 (0.0529)	0.958 (0.0705)	0.854** (0.0648)	0.842*** (0.0514)
2004	0.861*** (0.0497)	0.701*** (0.0538)	0.635*** (0.0500)	0.812*** (0.0492)
2005	0.803*** (0.0469)	0.853** (0.0633)	0.704*** (0.0544)	0.779*** (0.0474)
2006	0.759*** (0.0441)	0.715*** (0.0540)	0.682*** (0.0522)	0.808*** (0.0482)
2007	0.709*** (0.0417)	0.819*** (0.0607)	0.525*** (0.0422)	0.854*** (0.0506)
2008	0.753*** (0.0434)	0.887* (0.0638)	0.655*** (0.0496)	0.940 (0.0542)
2009	0.678*** (0.0396)	0.839** (0.0610)	0.564*** (0.0438)	0.771*** (0.0456)
2010	0.674*** (0.0392)	0.879* (0.0631)	0.521*** (0.0411)	0.903* (0.0522)
Constante	0.784 (0.207)	0.0771*** (0.0255)	0.374*** (0.142)	3.752*** (0.937)
Observações	133,437	133,437	133,437	133,437

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

É interessante notar que a partir da formalidade os menos escolarizados (com até 3 anos de estudo) possuem probabilidades menores de transitar para as outras situações. Note-se que a maior escolaridade também aumenta as chances de os indivíduos fazerem qualquer transição a partir da inatividade e reduz as chances de transições para ela a partir de qualquer posição inicial.

As estimativas para a proporção de crianças no domicílio a princípio são de difícil interpretação. Tendo o trabalho de Becker, Duesenberry e Okun (1960) como referência, supomos que para um mesmo nível de qualidade das crianças, proporções maiores de crianças no domicílio exigem maior disponibilidade de tempo e renda. Por outro lado, supomos que a estabilidade das ocupações seria uma característica desejável para famílias com proporções comparativamente maiores de crianças. Se de fato as ocupações formais são mais bem pagas e oferecem maior estabilidade, as transições a partir dela seriam indesejáveis; no entanto, entre os ocupados formais os efeitos são positivos para transições para a inatividade.

Tabela 9: Estimativas para as Transições a partir da Informalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) Informal- Formal	(2) Informal- C. Própria	(3) Informal- Desocup.	(4) Informal- Inativo
Sexo: Feminino	0.881*** (0.0270)	0.882*** (0.0293)	1.367*** (0.0874)	2.515*** (0.106)
Pessoa de ref.	0.973 (0.0337)	0.975 (0.0342)	0.924 (0.0689)	0.698*** (0.0312)
4 a 7 anos de estudo	1.231*** (0.0713)	1.048 (0.0545)	0.950 (0.101)	0.996 (0.0658)
8 a 10 anos de estudo	1.281*** (0.0829)	1.024 (0.0604)	1.208 (0.146)	0.888 (0.0684)
11 a 14 anos de estudo	1.552*** (0.105)	0.940 (0.0588)	1.298** (0.170)	0.804*** (0.0652)
15 ou mais anos de estudo	1.773*** (0.135)	0.897 (0.0654)	0.943 (0.163)	0.583*** (0.0598)
Prop. crianças	0.974 (0.100)	0.985 (0.109)	0.641** (0.141)	0.755* (0.117)
De 31 dias a < 1 ano no emprego	0.695*** (0.0473)	0.783*** (0.0649)	0.519*** (0.0513)	0.658*** (0.0562)
De 1 a < 2 anos no emprego	0.486*** (0.0365)	0.775*** (0.0695)	0.320*** (0.0382)	0.447*** (0.0433)
2 anos ou mais no emprego	0.394*** (0.0263)	0.896 (0.0716)	0.138*** (0.0148)	0.295*** (0.0251)
C. Civil	1.131** (0.0610)	1.856*** (0.0957)	1.575*** (0.167)	1.309*** (0.0974)
Comércio	0.922** (0.0365)	0.958 (0.0407)	0.896 (0.0760)	0.987 (0.0527)
Serviços	0.881*** (0.0337)	1.023 (0.0431)	0.931 (0.0764)	0.899** (0.0479)
Outros	0.775* (0.107)	0.937 (0.122)	0.656 (0.210)	1.099 (0.182)
Tam. Estab.: 6 a 10 pessoas	1.648*** (0.0778)	0.692*** (0.0382)	1.190* (0.117)	0.989 (0.0653)
Tam. Estab.: 11 ou mais pessoas	2.151*** (0.0620)	0.808*** (0.0250)	1.497*** (0.0921)	1.217*** (0.0485)

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Hirata e Machado (2010) mostram que há efeitos diferenciados por sexo e por esse motivo, de forma complementar, implementamos o modelo separadamente para amostras de homens e mulheres (as tabelas se encontram no apêndice). Para as mulheres, os efeitos são positivos sobre as transições para a inatividade; além disso, entre as mulheres inativas os efeitos para qualquer transição, são negativos. Esses resultados reforçam aqueles de Hirata e Machado (2010), em que a presença de crianças impede a participação das mulheres no mercado de trabalho.

Tabela 10: Estimativas para as Transições a partir da Informalidade, *Dummies* de Ano - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) Informal- Formal	(2) Informal- C. Própria	(3) Informal- Desocup.	(4) Informal- Inativo
2003	0.881* (0.0599)	0.853** (0.0563)	0.797* (0.0976)	0.916 (0.0832)
2004	0.761*** (0.0509)	0.623*** (0.0412)	0.595*** (0.0747)	0.733*** (0.0664)
2005	0.742*** (0.0501)	0.676*** (0.0450)	0.592*** (0.0747)	0.778*** (0.0708)
2006	0.736*** (0.0497)	0.626*** (0.0418)	0.608*** (0.0762)	0.767*** (0.0696)
2007	0.847** (0.0565)	0.598*** (0.0403)	0.506*** (0.0665)	0.721*** (0.0657)
2008	0.855** (0.0574)	0.632*** (0.0425)	0.600*** (0.0768)	0.791** (0.0723)
2009	0.842** (0.0573)	0.690*** (0.0466)	0.386*** (0.0544)	0.688*** (0.0645)
2010	0.946 (0.0644)	0.789*** (0.0533)	0.497*** (0.0686)	0.799** (0.0745)
Constante	1.377 (0.368)	0.137*** (0.0390)	1.125 (0.599)	4.772*** (1.656)
Observações	42,313	42,313	42,313	42,313

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Em adição, note-se que entre as mulheres formalmente ocupadas a variável de crianças no domicílio exerce um efeito positivo também em transições para o trabalho por conta própria ou para a desocupação, embora não seja estatisticamente significantes; levando em conta que o trabalho por conta própria teria exigências comparativamente menores em relação ao cumprimento de jornadas de trabalho fixas. Esse resultado sugere que a presença de crianças no domicílio reduz as chances de formalização para mulheres em favor de situações mais flexíveis. Para os homens os efeitos são negativos nas transições para a inatividade a partir de qualquer situação inicial diferente dela, e positivos para qualquer transição partindo da inatividade. Isso sugere certa divisão do trabalho no domicílio, orientada pelo sexo.

A categoria base para o tempo na situação é de até 30 dias para os inicialmente ocupados ou desocupados; para inativos é de até 2 meses. As variáveis de tempo de permanência mostram que períodos maiores na mesma situação reduzem as probabilidades de transição para outras situações. Isso ocorre a partir das cinco situações iniciais para quase todas as transições e os efeitos aumentam conforme o tempo de permanência na situação inicial cresce. Esses resultados

são semelhantes àqueles de Curi e Menezes-Filho (2006) para as décadas anteriores. A única exceção ocorre na transição da desocupação para o trabalho por conta própria, em que o valor estimado para o período mais longo não possui significância estatística.

Tabela 11: Estimativas para as Transições a partir do Trabalho por Conta Própria - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) C. Própria- Formal	(2) C. Própria- Informal	(3) C. Própria- Desocup.	(4) C. Própria- Inativo
Sexo: Feminino	0.509*** (0.0198)	0.652*** (0.0199)	1.144** (0.0758)	3.006*** (0.0938)
Pessoa de ref.	1.017 (0.0404)	0.998 (0.0320)	1.051 (0.0781)	0.704*** (0.0215)
4 a 7 anos de estudo	1.307*** (0.0783)	1.174*** (0.0526)	1.165* (0.107)	1.019 (0.0404)
8 a 10 anos de estudo	1.582*** (0.107)	1.219*** (0.0624)	1.183 (0.130)	0.949 (0.0454)
11 a 14 anos de estudo	2.045*** (0.147)	1.362*** (0.0735)	1.464*** (0.174)	0.930 (0.0475)
15 ou mais anos de estudo	2.784*** (0.234)	1.565*** (0.101)	1.479** (0.240)	0.762*** (0.0553)
Prop. crianças	1.104 (0.131)	1.179* (0.117)	0.970 (0.209)	0.942 (0.106)
De 31 dias a < no emprego	0.781** (0.0847)	0.884 (0.0980)	0.661*** (0.0963)	0.772** (0.0792)
De 1 a < 2 anos no emprego	0.545*** (0.0624)	0.741*** (0.0850)	0.392*** (0.0636)	0.558*** (0.0599)
2 anos ou mais no emprego	0.304*** (0.0315)	0.568*** (0.0602)	0.195*** (0.0274)	0.335*** (0.0329)
C. Civil	1.541*** (0.0861)	1.067 (0.0507)	1.573*** (0.164)	1.085 (0.0545)
Comércio	0.816*** (0.0415)	1.014 (0.0399)	0.915 (0.0816)	0.948 (0.0325)
Serviços	0.955 (0.0486)	1.026 (0.0417)	1.000 (0.0932)	0.835*** (0.0317)
Outros	1.172 (0.161)	1.045 (0.122)	1.310 (0.309)	1.346*** (0.143)
Tam. Estab.: 6 a 10 pessoas	3.020*** (0.482)	2.197*** (0.319)	0.642 (0.377)	1.019 (0.223)
Tam. Estab.: 11 ou mais pessoas	1.747*** (0.121)	1.452*** (0.0856)	1.288** (0.159)	1.076 (0.0753)

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 12: Estimativas para as Transições a partir do Trabalho por Conta Própria, *Dummies* de Ano - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) C. Própria- Formal	(2) C. Própria- Informal	(3) C. Própria- Desocup.	(4) C. Própria- Inativo
2003	0.840** (0.0629)	0.864** (0.0510)	0.655*** (0.0721)	0.831*** (0.0510)
2004	0.783*** (0.0582)	0.810*** (0.0473)	0.515*** (0.0586)	0.748*** (0.0457)
2005	0.792*** (0.0593)	0.761*** (0.0450)	0.546*** (0.0622)	0.692*** (0.0425)
2006	0.791*** (0.0590)	0.764*** (0.0450)	0.491*** (0.0566)	0.734*** (0.0446)
2007	0.879* (0.0652)	0.772*** (0.0457)	0.349*** (0.0447)	0.714*** (0.0436)
2008	0.979 (0.0716)	0.774*** (0.0458)	0.411*** (0.0503)	0.782*** (0.0476)
2009	1.056 (0.0765)	0.748*** (0.0446)	0.334*** (0.0437)	0.649*** (0.0404)
2010	1.092 (0.0802)	0.791*** (0.0475)	0.321*** (0.0436)	0.744*** (0.0461)
Constante	1.019 (0.324)	0.858 (0.230)	1.197 (0.657)	3.882*** (1.039)
Observações	67,678	67,678	67,678	67,678

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Em relação às variáveis relativas ao posto de trabalho, os setores de atividade nos quais os indivíduos trabalhavam inicialmente apresentam efeitos diferenciados. A categoria base utilizada foi a da indústria. Podemos observar que a ocupação no setor de construção civil aumenta as chances de transição a partir de qualquer situação e para qualquer outra situação. A partir da formalidade, trabalhar no comércio ou nos serviços aumenta as chances de transição para o trabalho por conta própria; trabalhar no comércio reduz as chances de transição para a informalidade. Os serviços também reduzem as chances de transição para a desocupação ou inatividade. A partir das outras situações, o trabalho no comércio reduz as chances de transição para a formalidade; o mesmo ocorre para os serviços, entre os informais.

Tabela 13: Estimativas para as Transições a partir da Desocupação - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) Desocup.- Formal	(2) Desocup.- Informal	(3) Desocup.- C. Própria	(4) Desocup.- Inativo
Sexo: Feminino	0.432*** (0.0205)	0.491*** (0.0277)	0.418*** (0.0243)	1.884*** (0.0865)
Pessoa de ref.	1.289*** (0.0782)	1.320*** (0.0968)	1.194** (0.0840)	0.802*** (0.0442)
4 a 7 anos de estudo	1.291** (0.132)	0.981 (0.103)	1.021 (0.100)	1.045 (0.0832)
8 a 10 anos de estudo	1.522*** (0.168)	0.959 (0.114)	0.906 (0.103)	0.860* (0.0775)
11 a 14 anos de estudo	1.828*** (0.217)	1.046 (0.134)	0.816 (0.102)	0.714*** (0.0701)
15 ou mais anos de estudo	1.926*** (0.268)	1.027 (0.161)	0.925 (0.141)	0.659*** (0.0796)
Prop. crianças no dom.	1.152 (0.194)	0.880 (0.179)	1.425* (0.295)	1.600*** (0.250)
Tempo de procura: 31 dias a 6 meses	1.084 (0.0605)	0.943 (0.0628)	1.029 (0.0701)	0.915* (0.0485)
Tempo de procura: 7 a 11 meses	0.841** (0.0709)	0.796** (0.0805)	0.868 (0.0899)	0.848** (0.0656)
Tempo de procura: 1 ano a menos de 2 anos	0.703*** (0.0569)	0.690*** (0.0668)	0.860 (0.0823)	0.889 (0.0636)
Tempo de procura: 2 anos ou mais	0.540*** (0.0459)	0.750*** (0.0705)	0.889 (0.0819)	0.957 (0.0664)

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

É interessante notar que o tamanho da empresa apresenta efeitos não lineares sobre as transições. A categoria base é de empresas com até 5 pessoas. A partir da formalidade, aqueles que trabalhavam em empresas de tamanho intermediário (com 6 a 10 pessoas) apresentavam maiores chances de transição para a informalidade ou para o trabalho por conta própria, em comparação com as empresas pequenas (com até 5 pessoas); o trabalho em empresas com mais de 10 pessoas reduzia a probabilidade de transição para a informalidade, o trabalho por conta própria ou para a inatividade. A partir da informalidade, o trabalho em estabelecimentos com 6 ou mais pessoas aumentava as chances de transição para a formalidade ou para a desocupação e reduzia aquelas para o trabalho por conta própria; aqueles que trabalhavam em empresas com mais de 10 empregados também apresentavam maior probabilidade de transição para a inatividade. Entre os trabalhadores por conta própria o trabalho em empresas com 6 ou mais pessoas aumentaram as chances de transição para a formalidade ou para a informalidade; o trabalho em empresas com mais de 10 empregados também aumentou a probabilidade de transição para a desocupação.

Tabela 14: Transições a partir da Desocupação, *Dummies* de Ano - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) Desocup.- Formal	(2) Desocup.- Informal	(3) Desocup.- C. Própria	(4) Desocup.- Inativo
2003	0.922 (0.0948)	1.101 (0.129)	1.116 (0.127)	1.161 (0.106)
2004	0.974 (0.102)	1.163 (0.138)	1.019 (0.119)	1.226** (0.113)
2005	1.093 (0.116)	1.147 (0.140)	0.965 (0.118)	1.296*** (0.122)
2006	1.113 (0.115)	1.081 (0.131)	1.062 (0.125)	1.214** (0.113)
2007	1.417*** (0.149)	1.150 (0.143)	1.005 (0.124)	1.205* (0.116)
2008	1.513*** (0.165)	1.105 (0.145)	1.066 (0.138)	1.469*** (0.146)
2009	1.849*** (0.201)	1.313** (0.171)	1.113 (0.146)	1.484*** (0.151)
2010	2.034*** (0.228)	1.092 (0.152)	0.976 (0.135)	1.450*** (0.152)
Constante	0.130*** (0.0602)	1.202 (0.628)	0.217*** (0.112)	1.792 (0.703)
Observações	20,249	20,249	20,249	20,249

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Por último, as variáveis *dummy* de ano mostram que, controlando pelas demais variáveis, parece haver efeitos agregados relevantes nas transições para a formalidade. A partir de qualquer situação inicial, exceto da formalidade, as *dummies* dos anos 2006 a 2010 apresentam razões de probabilidade crescentes (tendo 2002 como base).

Os resultados com a correção para o atrito são muito semelhantes àqueles sem a correção, não havendo diferença de sinais ou de significância das estimativas. Para não estendermos o texto, não apresentaremos as tabelas com as estimativas.

Tabela 15: Estimativas para as Transições a partir da Inatividade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) Inativo- Formal	(2) Inativo- Informal	(3) Inativo- C. Própria	(4) Inativo- Desocup.
Sexo: Feminino	0.311*** (0.00937)	0.357*** (0.0124)	0.549*** (0.0145)	0.617*** (0.0219)
Pessoa de ref.	1.319*** (0.0455)	1.186*** (0.0475)	1.137*** (0.0318)	1.271*** (0.0513)
4 a 7 anos de estudo	1.607*** (0.0843)	1.353*** (0.0714)	1.207*** (0.0409)	1.403*** (0.0747)
8 a 10 anos de estudo	2.184*** (0.126)	1.579*** (0.0957)	1.269*** (0.0517)	1.780*** (0.107)
11 a 14 anos de estudo	2.948*** (0.176)	1.910*** (0.119)	1.220*** (0.0522)	2.402*** (0.152)
15 ou mais anos de estudo	3.541*** (0.255)	2.283*** (0.177)	1.134** (0.0696)	2.736*** (0.223)
Prop. crianças no dom.	0.658*** (0.0691)	0.549*** (0.0725)	1.026 (0.102)	0.724*** (0.0811)
Tempo na situação	0.201*** (0.00554)	0.265*** (0.00832)	0.286*** (0.00644)	0.300*** (0.00905)
2003	0.871** (0.0580)	0.963 (0.0679)	0.830*** (0.0421)	0.885* (0.0560)
2004	0.920 (0.0602)	0.896 (0.0635)	0.762*** (0.0389)	0.760*** (0.0486)
2005	1.012 (0.0660)	1.023 (0.0717)	0.825*** (0.0423)	0.820*** (0.0528)
2006	0.963 (0.0621)	0.798*** (0.0574)	0.758*** (0.0386)	0.644*** (0.0423)
2007	1.073 (0.0688)	0.880* (0.0628)	0.742*** (0.0383)	0.624*** (0.0419)
2008	1.173** (0.0740)	0.805*** (0.0578)	0.770*** (0.0392)	0.644*** (0.0425)
2009	1.327*** (0.0826)	0.854** (0.0611)	0.787*** (0.0404)	0.588*** (0.0399)
2010	1.497*** (0.0934)	0.828** (0.0605)	0.751*** (0.0392)	0.510*** (0.0364)
Constante	0.242*** (0.0581)	0.646 (0.178)	0.0865*** (0.0185)	0.332*** (0.0906)
Observações	140,284	140,284	140,284	140,284

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3.5.3 Efeitos Marginais

As tabelas 16 e 17 a seguir mostram as probabilidades de permanência na formalidade e de transição para a formalidade a partir da informalidade, do trabalho por conta própria, da desocupação e da inatividade, calculadas separadamente para o início do período (2003-2004) e para o final (2009-2010). Com a comparação entre as estimativas para aqueles dois instantes de tempo, vamos avaliar quais grupos modificaram mais suas probabilidades de transição para a formalidade.

Em relação às variáveis individuais, o efeito negativo do sexo feminino sobre as transições para a formalidade ou permanência nela parecem se intensificar ao longo do tempo. Os indivíduos mais jovens também apresentaram maior probabilidade de formalização, sendo que esses efeitos se intensificaram mais entre trabalhadores por conta própria, desocupados e inativos. Entre informais a probabilidade de formalização aumentou mais entre aqueles com idades intermediárias (40 e 50 anos); entre formais, o aumento é relativamente homogêneo por idade. Além disso, as probabilidades de formalização a partir de todas as situações iniciais, exceto a formalidade, aumentam com os anos de estudo; os padrões de variação dependem da situação inicial. A partir do emprego formal as probabilidades foram maiores nos graus extremos do que nos intermediários e aumentaram mais entre os menos escolarizados, indicando que a permanência na formalidade foi levada por ocupações com exigências menores de qualificação.

Com relação às características da situação, podemos notar que houve um aumento da probabilidade de formalização em favor daqueles com menor tempo na situação a partir de todas as situações iniciais. Entre os formais, maior tempo no emprego significou maior probabilidade de permanência; a partir das demais situações, períodos menores na situação apresentam sempre maior probabilidade de transição para a formalidade, exceto entre os desocupados. Nesse grupo a probabilidade de formalização é menor entre aqueles com até 30 dias do que entre aqueles com 31 dias a menos de 6 meses, o que pode ser devido ao usufruto de garantias como o seguro desemprego.

Entre os que eram inicialmente ocupados, podemos observar que apesar de o setor de construção civil não estar entre aqueles que mais enviam ocupados para a formalidade, seu crescimento entre os dois instantes foi o maior entre os setores. O setor de serviços apresentou probabilidades e variações praticamente iguais àqueles da indústria.

Tabela 16: Probabilidades (%) de Transição para a Formalidade Estimadas para Ocupados Formais, Informais e Trabalhadores Por Conta Própria - RMs, 2003-2004 e 2009-2010

	Formal-Formal			Informal-Formal			C. Própria-Formal		
	2003- 2004	2009- 2010	Δ (p.p.)	2003- 2004	2009- 2010	Δ (p.p.)	2003- 2004	2009- 2010	Δ (p.p.)
Posição no dom.									
Outros	77.5	80.9	3.4	21.5	25.4	3.9	7.8	9.3	1.5
Pessoa de referência	79.6	83.5	3.9	24.1	23.9	-0.2	8.5	9.4	1.0
Sexo									
Masculino	79.1	83.1	4.0	24.3	27.0	2.8	10.0	11.6	1.5
Feminino	77.9	80.6	2.7	20.6	21.1	0.5	5.2	6.2	0.9
Anos de estudo									
0 a 3	78.5	84.4	6.0	19.4	18.8	-0.6	5.2	8.0	2.8
4 a 7	77.7	81.2	3.5	21.6	21.5	-0.1	7.1	7.8	0.7
8 a 10	78.5	80.2	1.7	20.8	24.0	3.1	8.2	8.9	0.7
11 a 14	79.5	82.9	3.3	24.1	25.7	1.6	9.2	10.3	1.1
15 ou mais	79.4	83.4	4.0	29.2	29.3	0.1	14.4	12.7	-1.6
Idade									
30 anos	80.0	83.3	3.4	27.2	28.1	0.9	10.0	14.3	4.3
40 anos	80.0	83.7	3.8	22.9	25.6	2.8	8.9	11.2	2.3
50 anos	77.0	81.0	4.0	18.7	21.7	3.0	7.1	7.2	0.2
60 anos	67.8	71.9	4.0	14.4	16.0	1.6	4.8	3.7	-1.1
Setor de Ativ.									
Indústria	80.8	83.3	2.5	25.0	25.9	0.9	8.4	9.4	1.0
C. Civil	69.0	75.8	6.8	20.3	23.7	3.4	8.9	13.6	4.8
Comércio	76.7	81.4	4.7	22.8	25.1	2.3	7.7	7.5	-0.2
Serviços	80.3	83.3	2.9	23.0	24.1	1.1	8.3	9.1	0.8
Outros	78.0	82.6	4.6	26.6	23.2	-3.4	8.0	9.7	1.7
Tam. Estab.									
Até 5 pessoas	72.7	75.2	2.5	17.4	18.2	0.8	7.9	9.2	1.4
6 a 10 pessoas	70.7	75.5	4.8	24.3	27.3	3.0	18.7	18.7	0.0
10 ou mais pessoas	80.0	83.1	3.1	29.7	32.0	2.3	11.5	15.7	4.3
Tempo no emprego									
Até 30 dias	69.4	76.2	6.8	28.4	35.5	7.1	15.9	21.5	5.6
31 dias a < 1 ano	68.8	76.6	7.8	27.9	31.3	3.5	12.8	15.9	3.1
1 ano a < 2 anos	75.6	80.4	4.8	22.7	25.0	2.3	10.4	12.8	2.4
2 anos ou mais	81.2	84.0	2.8	20.3	21.2	0.8	7.0	8.1	1.1
RM									
RMRe	77.1	75.5	-1.6	19.7	25.5	5.8	6.5	12.7	6.2
RMSal	77.6	80.1	2.5	26.2	22.8	-3.4	8.5	9.4	0.9
RMBH	79.2	81.6	2.5	25.2	26.4	1.3	8.4	9.7	1.3
RMRJ	81.0	87.1	6.1	22.2	19.6	-2.6	8.6	6.8	-1.8
RMSP	78.6	82.6	4.0	21.2	25.3	4.1	6.6	8.9	2.3
RMPoA	77.9	81.7	3.8	25.4	27.9	2.5	10.9	11.1	0.2

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 17: Probabilidades (%) de Transição para a Formalidade Estimadas para Desocupados e Inativos - RMs, 2003-2004 e 2009-2010

	Desocup.-Formal			Inativo-Formal		
	2003- 2004	2009- 2010	Δ (p.p.)	2003- 2004	2009- 2010	Δ (p.p.)
Posição no dom.						
Outros	17.3	29.9	12.6	4.0	6.4	2.4
Pessoa de referência	21.8	33.2	11.4	5.4	7.6	2.2
Sexo						
Masculino	24.6	41.6	17.0	8.0	11.8	3.8
Feminino	14.0	23.6	9.5	3.3	5.3	1.9
Anos de estudo						
0 a 3	11.8	23.1	11.3	2.4	3.5	1.0
4 a 7	15.3	25.0	9.7	4.0	5.2	1.2
8 a 10	18.8	28.2	9.5	4.4	7.3	2.9
11 a 14	24.2	34.3	10.1	5.8	8.5	2.7
15 ou mais	22.7	34.3	11.6	6.9	10.1	3.2
Idade						
30 anos	22.4	33.8	11.5	8.3	13.3	5.1
40 anos	18.7	31.9	13.1	5.7	9.5	3.8
50 anos	12.6	25.8	13.2	3.4	5.5	2.1
60 anos	6.2	17.1	10.9	1.7	2.5	0.8
Tempo desemp.						
Até 30 dias	18.1	31.9	13.8	-	-	-
31 dias a 6 meses	21.3	33.2	12.0	-	-	-
7 a 11 meses	19.7	31.1	11.4	-	-	-
1 ano a < 2 anos	18.6	25.3	6.7	-	-	-
2 anos ou mais	13.1	22.0	8.9	-	-	-
Tempo na inativ.						
Menos de 3 meses	-	-	-	7.7	11.2	3.6
3 Meses ou mais	-	-	-	2.2	3.9	1.7
RM						
RMRe	15.7	23.2	7.5	3.0	5.6	2.6
RMSal	13.4	25.1	11.8	4.5	6.5	2.0
RMBH	25.5	39.2	13.7	5.1	7.7	2.6
RMRJ	18.0	28.1	10.0	4.4	5.6	1.2
RMSP	17.2	34.0	16.8	4.5	7.1	2.6
RMPoA	28.2	36.2	8.1	5.7	8.8	3.1

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Em relação às demais variáveis, os resultados são específicos às situações iniciais e chamaremos a atenção somente a alguns deles.

Em relação à permanência na formalidade, as probabilidades são grandes já no início do período e todos os percentuais aumentam até 2009-2010 de forma semelhante. Em adição ao descrito anteriormente, destacamos somente o aumento das probabilidades de permanência ligeiramente

maiores na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, de São Paulo e de Porto Alegre.

Entre os informais, a probabilidade de transição ao setor formal cresceu mais entre aqueles com 8 a 10 anos de estudo (enquanto decresceu para os graus menores). Regionalmente, as maiores variações positivas ocorreram nas RMs de Recife e de São Paulo.

A tabela 16 mostra que as proporções de trabalhadores por conta própria que transitaram para a formalidade são comparativamente pequenas e que no geral sofreram poucas mudanças entre 2003-2004 e 2009-2010. Entre 2003-2004 e 2009-2010 as probabilidades de formalização se alteraram positivamente para os graus menores e negativamente para os maiores. Entre os trabalhadores por conta própria as probabilidades de transição para a formalidade em domicílios de famílias nucleares, com mais crianças, menores e com menores rendas per capita.

As proporções dos desocupados que fizeram a transição para a formalidade são aquelas que cresceram de forma mais intensa no período, como mostra a tabela 17; a maioria das variações é superior a 10 pontos percentuais, chegando em alguns casos a dobrar a probabilidade inicial. Destaca-se o aumento acentuado da probabilidade entre pessoas do sexo masculino, que passa de 24,5% no começo do período para 41,5% no final. Além disso, embora as probabilidades de transição para a formalidade sejam maiores nos graus mais altos, elas aumentaram mais intensamente entre os graus extremos (até 3 anos de estudo ou 15 ou mais anos de estudo), um padrão semelhante àquele dos que inicialmente eram empregados formais.

A probabilidade de formalização aumenta mais também nas idades intermediárias (40 e 50 anos), porém chama a atenção o fato de que ela dobra entre aqueles com 50 anos (passando de 12,% em 2002 para 26% em 2010) e entre aqueles com 60 anos, a probabilidade quase triplica (passando de 6% em 2002 para 17% em 2010). Regionalmente, as RMs de São Paulo e de Belo Horizonte apresentaram maior variação nos percentuais, enquanto a RM de Salvador quase dobrou o seu percentual.

A partir da inatividade, os mais escolarizados apresentavam maiores chances de transição em 2002, o que é intensificado até 2010. Como entre os informais, há também maior crescimento da probabilidade nos domicílios maiores, com maior proporção de crianças e com menor renda per capita.

Por último, estimamos as probabilidades associadas à passagem dos anos; para simplificar a visualização dos resultados, os colocamos nos gráficos que seguem.

Figura 25: Evolução da Probabilidade (%) de Permanência na Formalidade - RMs, 2002-2011

Figura 26: Evolução da Probabilidade (%) de Transição para a Formalidade por Situação Inicial - RMs, 2002-2011

Podemos observar pelas figuras 25 e 26 que, mesmo controlando pelos demais fatores, as probabilidades de permanência na formalidade e da transição para a ela são muito semelhantes àqueles apresentados inicialmente (gráficos 13 a 18).

3.5.4 Logit Condicional

O logit condicional foi implementado tendo como variável dependente a indicadora da situação de ocupação formal nos dois instantes de tempo (a 4ª e a 8ª entrevistas). No geral, os resultados do modelo anterior são reforçados nas estimações no nível e controlando por efeitos fixos. Para evitar alongar o texto, colocamos as tabelas com os coeficientes e probabilidades estimadas no apêndice.

3.5.5 Decomposição

Outra extensão para o modelo de escolha ocupacional é a decomposição de Blinder-Oaxaca. Na presente seção, vamos examinar quais foram os principais componentes do aumento da proporção de pessoas que transitam para a formalidade. A tabela ?? mostra resultados agregados das decomposições para cada situação inicial. Como pudemos verificar na seção descritiva (figuras 13 a 18) a probabilidade de permanência na formalidade aumentou, assim com as probabilidades de transição para a formalidade a partir de todas as situações iniciais, em especial entre os desocupados. A decomposição nos mostra que as mudanças na composição dos grupos de situação inicial tiveram papel muito reduzido em relação aos aumentos da probabilidade; entre os inicialmente ocupados, as mudanças tiveram sentido oposto ao daquele aumento. As mudanças nos coeficientes explicam integralmente o aumento das probabilidades.

Tabela 18: Decomposição de Oaxaca - 2003-2004 e 2009-2010

	Probabilidade (%)		Diferença (p.p.)	Explicado (p.p.)	Não Explicado (p.p.)
	Final	Inicial			
Formal	83.4	81.4	1.9 <i>100%</i>	-0.2 <i>-8%</i>	2.1 <i>108%</i>
Informal	24.2	22.5	1.7 <i>100%</i>	-0.5 <i>-28%</i>	2.2 <i>128%</i>
C. Própria	8.8	7.2	1.7 <i>100%</i>	-0.5 <i>-33%</i>	2.2 <i>133%</i>
Desocupado	31.4	17.8	13.6 <i>100%</i>	1.9 <i>14%</i>	11.7 <i>86%</i>
Inativo	6.3	4.1	2.1 <i>100%</i>	-0.1 <i>-5%</i>	2.2 <i>105%</i>

Nas tabelas seguintes mostramos resultados detalhados somente para algumas variáveis selecionadas (as tabelas completas se encontram no apêndice). Podemos observar que em todos os casos foi a mudança no termo constante o que de longe mais influenciou o aumento das probabilidades de transição ou permanência na formalidade. Elas apresentaram contribuições que variam de 98% do aumento da probabilidade entre os inativos, a até pouco mais de cinco vezes entre os informais. Esse resultado expressa um aumento geral da probabilidade analisada¹³.

Destacamos os seguintes pontos:

- Para as mulheres a parte não explicada apresentou efeitos negativos expressivos, confir-

¹³Como mencionamos na seção metodológica, a constante contabiliza as médias dos coeficientes *dummies* relativas às variáveis categóricas. Em uma decomposição sem esse recurso, as constantes também foram o principal fator para o aumento da probabilidade e apresentaram variações no geral ainda maiores, exceto pelos desocupados.

mando as estimativas de probabilidade do logit multinomial. Pessoas de referência no geral apresentaram redução no coeficiente e as mudanças em relação à idade não foram muito relevantes; entre informais e trabalhadores por conta própria a contribuição não explicada foi positiva e relevantes para aqueles com entre 30 e 39 anos.

- As mudanças nos coeficiente das *dummies* de grupos de anos de estudo foram pouco relevantes em conjunto, o que contrasta com os resultados de Mello e Santos (2009); efeitos composição, no geral positivos, também tiveram magnitude pequena. Somente o grupo dos informais chama a atenção, com um efeito composição expressivo (de 42% em conjunto), em especial considerando as categorias extremas (com até 3 anos ou com 15 anos ou mais de estudo).
- O tempo no emprego contribuiu negativamente para o aumento da probabilidade de formalização, devido às mudanças relacionadas aos coeficientes. Entre os formais isso ocorre, porque a vantagem conferida pelo maior tempo de emprego para a permanência na formalidade se reduziu ao longo do tempo. A partir das demais situações, a desvantagem relativa do maior tempo na situação para a formalização piorou ao longo do tempo. Entre os desocupados não ocorreram muitas mudanças em relação a essa dimensão.
- O resultado de que o setor de construção civil é aquele que mais aumenta a sua contribuição para a transição para a formalidade parece ser reforçado. Além disso, podemos observar que entre formais e informais os estabelecimentos maiores apresentaram contribuições relativamente maiores; no entanto, entre os trabalhadores por conta própria são os pequenos estabelecimentos que tiveram a maior contribuição. Como os empregadores então classificados como formais no nosso trabalho, é possível que os trabalhadores por conta própria tenham expandido seus negócios no período.

Tabela 19: Decomposição de Oaxaca Detalhada - Ocupados Formais, Informais e por Conta Própria, 2003-2004 e 2009-2010

	Formal		Informal		C. Própria	
	Expl.	N Expl.	Expl.	N Expl.	Expl.	N Expl.
Sexo: Feminino	-1%	-38%	-8%	-55%	-9%	-26%
Não Branco	-1%	28%	0%	-39%	1%	-22%
Pessoa de ref. dom.	-8%	-12%	-1%	-86%	0%	-47%
Idade						
25 a 29 anos	0%	5%	-2%	-16%	-3%	-3%
30 a 39 anos	-4%	3%	-7%	36%	-6%	60%
40 a 49 anos	-2%	9%	0%	0%	1%	-8%
50 a 59 anos	-3%	6%	-7%	13%	-7%	-26%
60 a 65 anos	-1%	-3%	-7%	-5%	-6%	-6%
Anos de Estudo						
0 a 3	-1%	8%	11%	-4%	6%	8%
4 a 7	4%	4%	9%	-21%	3%	-11%
8 a 10	2%	-4%	0%	21%	0%	5%
11 a 14	5%	-22%	8%	-11%	4%	-5%
15 ou mais	1%	-17%	14%	9%	4%	-6%
Tempo no Emprego						
até 30 dias	0%	3%	-7%	2%	-2%	5%
de 31 dias a < 1 ano	-4%	-1%	-5%	14%	-2%	-8%
De 1 a < 2 anos	1%	-12%	-1%	1%	0%	-10%
2 anos ou mais	-12%	-132%	-17%	-85%	-11%	-208%
Setor de Atividade						
Indústria	-4%	-18%	-2%	-23%	0%	4%
Construção Civil	-3%	3%	2%	5%	-2%	10%
Comércio	0%	-8%	0%	4%	2%	-4%
Serviços	2%	-43%	-2%	19%	0%	2%
Outros	0%	1%	-1%	0%	0%	-1%
Tamanho do Estab.						
até 5 pessoas	1%	-8%	-3%	-12%	-22%	113%
6 a 10 pessoas	4%	12%	-1%	2%	-1%	-3%
Mais de 10 pessoas	8%	11%	2%	0%	8%	16%
Constante		261%		543%		510%

Tabela 20: Decomposição de Oaxaca Detalhada - Desocupados e Inativos, 2003-2004 e 2009-2010

	Desocupado		Inativo	
	Expl.	Ñ Expl.	Expl.	Ñ Expl.
Sexo: Feminino	-3%	-23%	4%	-41%
Não Branco	0%	-1%	1%	-4%
Pessoa de ref. dom.	-1%	-3%	1%	13%
Idade				
25 a 29 anos	1%	-2%	-3%	16%
30 a 39 anos	-1%	5%	-4%	8%
40 a 49 anos	0%	2%	0%	-4%
50 a 59 anos	0%	1%	-4%	-26%
60 a 65 anos	0%	0%	-9%	-25%
Anos de Estudo				
0 a 3	2%	-1%	6%	-7%
4 a 7	4%	-1%	2%	-9%
8 a 10	0%	3%	0%	4%
11 a 14	7%	2%	5%	11%
15 ou mais	1%	0%	2%	0%
Tempo no desemprego				
até 30 dias	1%	5%	-	-
de 31 dias a 6 meses	1%	2%	-	-
de 7 a 11 meses	0%	3%	-	-
de 1 ano a < 2 anos	0%	-2%	-	-
2 anos ou mais	2%	-3%	-	-
Tempo na inatividade				
até 2 meses	-	-	-4%	12%
3 meses ou mais	-	-	-4%	-29%
Constante		98%		166%

3.5.6 Densidades Salariais

Adicionalmente, examinaremos com maiores detalhes em quais pontos da densidade salarial dos empregados formais os entrantes nessa situação se inserem. A desagregação da posição desses novos empregados formais de acordo com a situação inicial poderia nos trazer evidências de como se comportam os fluxos direcionados à formalidade em um contexto de crescimento econômico.

Primeiramente, tomaremos como referência a densidade dos indivíduos formais que não saíram da formalidade. Dessa forma, a densidade de referência é aquela dos salários da 4ª entrevista dos indivíduos que inicialmente se encontravam na formalidade e que não saíram dela. Em primeiro lugar, vamos comparar essa densidade com a dos indivíduos que transitaram para a formalidade ou que mudaram de empregos formais entre a 4ª e a 8ª entrevistas. Essa comparação pode ser

vista na figura 27.

Figura 27: Densidade do Ln do Salário Real (R\$ de 2011) de Empregados Formais, por Situação Inicial - RMs, 2002-2011

Podemos observar que a densidade dos formais da 4ª entrevista é mais espalhada à direita, o que significa que possui concentrações relativamente maiores em salários maiores. As densidades dos formais que circularam entre empregos e dos que transitaram para a formalidade são mais concentradas à esquerda, especialmente esse último grupo.

Como os novos empregados formais se diferenciam por situação inicial? As figuras 28 e 29 seguintes mostram as densidades salariais desagregadas pelas situações iniciais novamente em valores de 2011 e em salários mínimos vigentes; suprimimos a densidade dos formais na 4ª entrevista, para simplificarmos os gráficos.

Figura 28: Densidade do Ln do Salário Real (R\$ de 2011) de Empregados Formais, por Situação Inicial - RMs, 2002-2011

Figura 29: Densidade do Ln do Salário Real (em Salários Mínimos Vigentes) de Empregados Formais, por Situação Inicial - RMs, 2002-2011

Há clara diferença entre as densidades conforme as posições iniciais. Podemos notar que há uma escala de concentração à esquerda em que as maiores concentrações nos salários mais baixos são de inativos, em primeiro lugar, e de desocupados, seguidos pelas situações iniciais em que havia ocupação. A tabela abaixo mostra algumas medidas de tendência central e de dispersão; a média e a mediana mostram com maior clareza os menores salários de desocupados e inativos e os maiores salários daqueles que inicialmente já se encontravam ocupados.

Tabela 21: Medidas de Tendência Central e de Dispersão do Ln do Salário Real (R\$ de 2011)

Série	Média	Mediana	Variância	Q3 - Q1	Pto. Máx.	Exp. Pto. Máximo
Formal	6.93	6.78	0.41	0.71	6.66	783.8
Informal	6.77	6.65	0.32	0.60	6.59	726.8
C. Própria	6.77	6.66	0.33	0.57	6.39	593.4
Desocup.	6.70	6.61	0.24	0.55	6.53	682.4
Inativo	6.65	6.55	0.25	0.50	6.33	561.9
Formal	0.76	0.61	0.42	0.74	0.44	1.55
Informal	0.61	0.49	0.31	0.61	0.43	1.54
C. Própria	0.60	0.48	0.34	0.57	0.46	1.58
Desocup.	0.53	0.43	0.25	0.58	0.35	1.42
Inativo	0.47	0.37	0.25	0.54	0.03	1.03

Em segundo lugar, fica claro na figura 29 que há grande concentração dos inativos em torno do salário mínimo. Considerando resultado anterior, de que os inativos aumentaram sua participação no fluxo de entrantes na formalidade (figura 19), e o aumento real do salário mínimo no período, esse resultado nos sugere que parte significativa dos inativos pode ter entrado na formalidade motivados pelo aumento do salário que receberiam.

Em terceiro lugar, as densidades apresentam dois picos, como podemos ver nas figuras 27 a

29, devido às diferenças entre as distribuições de homens e mulheres. O máximo da densidade dos inicialmente inativos ocorre em 1,03 salários mínimos (SM) (cujo ln é de 0,03, no gráfico), enquanto que o segundo pico, mais à direita, ocorre em ponto próximo ao máximo da densidade dos inicialmente desocupados, de 1,42 SM (cujo ln é de 1,42). O restante das densidades apresentam pontos de máximo próximos a esse valor.

Para verificarmos se as diferenças entre os grupos se devem a composições desiguais de características observáveis, realizamos uma decomposição de Blinder-Oaxaca semelhante àquela do capítulo anterior, porém somente com relação às características pessoais dos indivíduos. Os pares de grupos considerados na decomposição são os formais que circularam entre empregos e os demais grupos de situações iniciais. A questão contrafactual nesses casos é: "como seria a densidade salarial dos entrantes na formalidade, caso eles tivessem as características pessoais observadas dos mudaram de empregos formais?"

Figura 30: Decomposição de Densidades do Ln do Salário Real (em R\$ de 2011) por Situação Inicial - RMs, 2002-2011

Na figura 30 a densidade salarial dos formais que circularam entre empregos é igual em todos os painéis e é representada pela linha cinza. As linhas pretas contínuas e segmentadas representam, respectivamente, as densidades salariais observadas e contrafactuais, por situação inicial.

Podemos notar que no geral as densidades contrafactuais são muito semelhantes àsquelas observadas. Entre trabalhadores por conta própria e inativos, se eles tivessem as características dos

formais, suas densidades seriam ligeiramente mais espalhadas à direita. No caso de informais e desocupados, as densidades contrafactuais parecem um pouco menos dispersas em relação às densidades observadas. Esses resultados indicam que o principal motivo de os salários de entrada dos que entram na formalidade serem em média menores não parece ser relacionado suas características observáveis. Fatores não observáveis, como, por exemplo, a experiência de trabalho anterior e redes de contatos no setor formal, parecem ter papel relevante sobre esse resultado. Nesse sentido, é possível que entre os que procuram emprego aqueles que estão no mercado de trabalho tenham maior acesso à informação, de modo que quando entram em um emprego formal, o fazem em melhores condições.

3.6 Conclusão

Nesse capítulo procuramos investigar as transições para a formalidade e seus principais determinantes. Os nossos principais resultados foram os seguintes.

O estoque de ocupados formais aumentou entre 2002 e 2010 devido ao aumento dos fluxos em direção à formalidade a partir de todas as situações iniciais, ao mesmo tempo em que os fluxos de saída da formalidade se reduziram, especialmente em direção à informalidade e à desocupação. A probabilidade de formalização dos desocupados aumentou acentuadamente no período.

Da perspectiva da chegada ao setor formal, o padrão de recrutamento é inclinado para os empregados que já eram formais; esses ainda ampliaram bastante sua participação ao longo dos anos, o que sugere aumento da rotatividade interna ao setor formal. Os inicialmente inativos também apresentaram participação crescente, porém de forma comparativamente atenuada.

Os serviços constituíram o setor que mais contratou os novos ocupados formais, e de forma crescente entre 2002 e 2010, especialmente entre desocupados e inativos. A indústria e o comércio tiveram participações menores e decrescentes. O setor de construção civil teve participação comparativamente pequena, porém crescente no período.

Utilizamos os modelos logit multinomial e logit condicional para examinar os determinantes do crescente fluxo de transições para as ocupações formais da economia de anos recentes. Com relação às características individuais, a transição para a formalidade ocorreu com maior probabilidade entre adultos do sexo masculino, maior escolaridade, com pouco tempo na situação

inicial e mais jovens. Essas probabilidades cresceram mais ao longo dos anos 2000 entre os homens e com menor tempo na situação, especialmente entre desocupados.

Temos evidências de que as mulheres têm chances menores de transição para a formalidade; controlando por efeitos fixos, o diferencial de chances de estar em uma ocupação formal é menor e decrescente para as mulheres, e esse decréscimo se mantém a taxas constantes. Além disso, reforçando os resultados de Hirata e Machado (2010), as proporções maiores de crianças no domicílio produzem efeitos diferenciados por sexo: as chances de formalidade e de ocupação dos homens aumenta, enquanto que diminuem entre as mulheres. No sentido oposto, as chances de transição para a inatividade das mulheres aumentam com maiores proporções de crianças.

Um grau maior de escolaridade representa um diferencial positivo para a transição para a formalidade e, controlando por efeitos fixos, para uma ocupação formal. Nesse ponto há um contraste dessas estimações com aquelas de Curi e Menezes-Filho (2006) para o período 1984-2001, que mostram que naquele período os mais escolarizados teriam migrado para a informalidade, o que segundo Ulyssea (2005) explicaria o aumento da informalidade associado à redução dos retornos à educação daquele setor na década de 1990. Adicionalmente, ao longo dos anos 2000, as probabilidades não aumentaram sempre mais intensamente para os graus mais altos a partir de todas as situações iniciais.

Um maior nível de escolaridade, além disso, reduz as chances de transição para a inatividade e aumenta a probabilidade de qualquer transição a partir dessa última. Esses resultados para os adultos podem contribuir para o debate sobre os jovens inativos e que não estudam, cuja importância se mantém apesar da acentuada queda do desemprego dos últimos anos.

As decomposições de Blinder-Oaxaca para transições para a formalidade nos mostram que as mudanças nos coeficientes constituíram o fator mais relevante para o aumento das probabilidades daquelas transições, especialmente a constante, de modo que a probabilidade aumentou para todos os indivíduos. Esse resultado mostra que o aumento da probabilidade de transição não dependeu de forma relevante das mudanças relacionadas às características observadas. Em contraste com resultados de Mello e Santos (2009) para o nível de empregados formais, nossos resultados mostram que a composição por escolaridade e as mudanças nos coeficientes a ela associados não tiveram papel relevante para o aumento da probabilidade de transição, exceto entre os informais.

Por fim, verificamos que os indivíduos que transitaram para a formalidade entraram em ocu-

pações com salários em média inferiores àqueles dos que circularam entre empregos no setor formal entre a 4ª e a 8ª entrevistas. Esse resultado se mantém, mesmo no cenário contrafactual em que os que transitaram para a formalidade possuem as características observáveis do outro grupo. Fatores não observáveis, como experiência de trabalho pregressa e rede de contatos no setor formal, parecem explicar a diferença entre as densidades salariais; esses fatores podem ter relação com o acesso a informações sobre oportunidades de trabalho, não disponíveis para os que não estavam trabalhando.

4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALLISON, P. **Fixed Effects Regression Models**. [S.l.]: SAGE, 2009. (Quantitative Applications in the Social Sciences, 160).

AMADEO, E. J.; GILL, I. S.; NERI, M. C. Brazil: the pressure points in labor legislation. **EPGE Ensaios Econômicos**, Fundação Getulio Vargas, n. 395, 2000. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br>>.

AUTOR, D.; MANNING, A.; SMITH, C. The Role of the Minimum Wage in the Evolution of US Wage Inequality over Three Decades: A Re-assessment. **Working Papers**, NBER, n. 16533, 2010.

BECKER, G.; DUESENBERY, J.; OKUN, B. An economic analysis of fertility. In: **Demographic and economic change in developed countries**. [S.l.]: Columbia University Press, 1960. p. 225–256.

BOSCH, M.; MANACORDA, M. Minimum Wages and Earnings Inequality in Urban Mexico. **American Economic Journal: Applied Economics**, American Economic Association, v. 2, n. 4, p. 128–149, 2010.

BOUND, J.; JOHNSON, G. Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations. **American Economic Review**, v. 82, n. 3, p. 371–92, Junho 1992.

BURDETT, K.; MORTENSEN, D. T. Wage differentials, employer size, and unemployment. **International Economic Review**, p. 257–273, 1998.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: Methods and Applications**. [S.l.]: Cambridge University Press, 2005.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics Using Stata**. [S.l.]: Stata Press, 2009.

CARNEIRO, F. G.; HENLEY, A. Modelling formal vs. informal employment and earnings: micro-econometric evidence for brazil. **University of Wales at Aberystwyth Management and Business Working Paper**, Citeseer, n. 2001-15, 2001.

CORSEUIL, C.; FOGUEL, M. O Aumento da Formalização das Relações de Trabalho como Consequência da expansão Econômica. **mercado de trabalho**, v. 39, p. 35, 2009.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M.; HECKSHER, M. Efeitos dos Pisos Salariais Estaduais Sobre o Mercado de Trabalho: Uma Nova Abordagem Empírica. **Working Paper**, Reap, n. 46, 2009.

CORSEUIL, C. H. L.; FOGUEL, M. N. Economic expansion and increase in labour market formality: a poaching approach. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 2, p. 207–224, 2012.

CURI, A.; MENEZES-FILHO, N. O Mercado de Trabalho Brasileiro é Segmentado? Alterações no Perfil da Informalidade e nos Diferenciais de Salários nas Décadas de 1980 e 1990. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 36, n. 4, p. 867–899, 2006.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: a Semiparametric Approach. **Cahiers de recherche**, n. 9406, 1994. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/mtl/montde/9406.html>>.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions And The Distribution Of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. **Econometrica**, v. 64, p. 1001–1045, 1996.

FAJNZYLBER, P. Minimum wage effects throughout the wage distribution: Evidence from Brazil's formal and informal sectors. **CEDEPLAR Working Paper**, CEDEPLAR, 2001.

FIRPO, S.; REIS, M. O Salário Mínimo e a Queda Recente da Desigualdade no Brasil. In: BARROS P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma Análise da Queda Recente**. [S.l.]: Ipea, 2006. v. 2, p. 499–506.

FOGUEL, M. Uma avaliação dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no brasil. **Texto de Discussão**, Ipea, n. 564, 1998.

HIRATA, G.; MACHADO, A. Escolha Ocupacional e Transição no Brasil Metropolitano: Uma Análise com Ênfase no Setor Informal. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 299–322, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em Julho de 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa Mensal de Emprego**. [S.l.]: IBGE, 2002. (Série Relatórios Metodológicos, 23).

JANN, B. **A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition**. [S.l.], maio 2008. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/ets/wpaper/5.html>>.

KERM, P. V. **INEQUAL7: Stata Module to Compute Measures of Inequality**. [S.l.], fev. 2001.

LEMOES, S. Minimum wage effects in a developing country. **Labour Economics**, Elsevier, v. 16, n. 2, p. 224–237, 2009.

MELLO, R. F.; SANTOS, D. D. Aceleração educacional ea queda recente da informalidade. **Boletim Mercado de Trabalho - Conjuntura e Análise**, v. 39, p. 27, 2009.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 3, p. 277–298, 2009.

MOSCARINI, G.; POSTEL-VINAY, F. **Large employers are more cyclically sensitive**. [S.l.], 2009.

NEDER, H.; RIBEIRO, R. Os Efeitos Distributivos do Salário Mínimo no Mercado de Trabalho Brasileiro no Período 2002-2008: Enfoque a Partir de Distribuições Contrafactuais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 3, 2010.

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials In Urban Labor Markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693–709, 1973.

RAMOS, L. R. A. A evolução da informalidade no brasil metropolitano: 1991-2001. IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, v. 914, 2002.

RIBAS, R.; SOARES, S. Sobre o Painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. **Texto para Discussão**, Ipea, n. 1348, 2008.

RUSSELL, D.; MACKINNON, J. **Econometric Theory and Methods**. [S.l.]: Oxford University Press, 2004.

SHEATHER, S. J.; JONES, M. C. A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, p. 683–690, 1991.

SIMÃO, A. R. A. Sistema de vigilância e fiscalização do trabalho no Brasil: efeitos sobre a expansão do emprego formal no período 1999-2007. **Mercado do trabalho**, v. 39, 2009.

TANNURI-PIANTO, M.; PIANTO, D. Informal employment in Brazil—a choice at the top and segmentation at the bottom: a quantile regression approach. **Anais do XXIV Encontro Brasileiro de Econometria**, v. 2, 2002.

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Texto de Discussão**, Ipea, n. 1070, 2005.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro. **Texto de Discussão**, Ipea, n. 1168, 2006.

WHITEHOUSE, E. Measures of Inequality in Stata. **Stata Technical Bulletin**, v. 4, n. 23, p. 20–23, 1995. Disponível em: <<http://EconPapers.repec.org/RePEc:tsj:stbull:y:1995:v:4:i:23:sg30>>.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. [S.l.]: The MIT press, 2002.

WORLD BANK. Disponível em: <<http://data.worldbank.org>>. Acesso em Julho de 2012.

YUN, M.-S. **Decomposition analysis for a binary choice model**. [S.l.], 2000.

YUN, M.-S. Decomposing differences in the first moment. **Economics letters**, Elsevier, v. 82, n. 2, p. 275–280, 2004.

YUN, M.-S. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. **Economic Inquiry**, Wiley Online Library, v. 43, n. 4, p. 766–772, 2005.

APÊNDICE

APÊNDICE 1 - DERIVAÇÃO DAS EXPRESSÕES DO MODELO DE BOUND E JOHNSON (1992)

APÊNDICE 2 - TABELAS ADICIONAIS DO CAPÍTULO 3

APÊNDICE 1 - Derivação das Expressões do Modelo de Bound e Johnson (1992)

O objetivo desse apêndice é de detalhar a derivação das equações que permitem estimar o termo $d(\ln D_j)$, que é a variação nas condições de demanda por trabalho do grupo demográfico j .

O modelo de Bound e Johnson (1992) utiliza 4 hipóteses simplificadoras. Partiremos delas para chegar às equações para a estimação dos termos de variação da demanda por trabalho. Considere que há J grupos demográficos e I setores de atividade na economia.

H1: o produto de cada setor (Q_j) é uma função de unidades de eficiência do trabalho ($b_{ji}N_{ji}$) de cada grupo demográfico j , onde b_{ji} é um índice de eficiência técnica do grupo j no setor i . Formalmente, se supõe que a função de produção é uma CES:

$$Q_i = a_i \left[\sum_j \delta_{ji} (b_{ji}N_{ji})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

onde a_i é um parâmetro que expressa a eficiência tecnológica neutra do setor i e o efeito da intensidade do capital e σ é suposto constante e igual entre os setores ($\sigma \in (1, \infty)$).

H2: A demanda pelo produto de cada setor j é uma função do preço relativo e a um parâmetro exógeno que expressa mudanças nas preferências ou na demanda externa (θ_i).

$$\frac{Q_i}{Q_r} = \theta_i P_i^{-\varepsilon} \quad (2)$$

onde P_i é o preço relativo dos produtos do setor i em relação aos produtos do setor r .

H3: Os níveis de emprego de todos os grupos demográficos j em cada setor i (N_{ji}) são determinados por equações que igualam a receita marginal dos produtos do trabalho do grupo j ao salário competitivo daquele grupo.

$$P_j MP_j = P_j \frac{\partial Q_j}{\partial N_{ij}} = P_j a_j \delta_{ij} b_{ij}^{1-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{Q_j}{N_{ij}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} = W_{ic} \quad (3)$$

H4: A economia se encontra em pleno emprego, no sentido de que a oferta agregada total efetiva (ou seja, a força de trabalho medida menos o desemprego friccional) de cada grupo j (N_j) está dividida entre os I setores.

$$N_i = \sum_j N_{ij} \quad (4)$$

Para os setores i e l , H3 fica:

$$P_i a_i \delta_{ji} b_{ji}^{1-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{Q_i}{N_{ji}} \right) = W_{jc} \quad (5)$$

$$(6)$$

$$P_l a_l \delta_{jl} b_{jl}^{1-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{Q_l}{N_{jl}} \right) = W_{jc} \quad (7)$$

De H2 temos:

$$\frac{Q_j}{Q_l} = \theta_i P_i^{-\varepsilon} \implies P_i = \left(\frac{Q_l \theta_j}{Q_i} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (8)$$

Note que como P_i é o preço relativo do produto do setor i em relação àquele do setor l , então o preço P_l será igual à unidade. Logo, fazendo a razão entre as equações 6 e 7 e substituindo a equação 8, temos:

$$\begin{aligned} \frac{P_i a_i \delta_{ji} b_{ji}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_j^{\frac{1}{\sigma}} N_{ji}^{-\frac{1}{\sigma}}}{a_l \delta_{jl} b_{jl}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_l^{\frac{1}{\sigma}} N_{jl}^{-\frac{1}{\sigma}}} &= \frac{W_{jc}}{W_{jc}} = 1 \implies \frac{\theta_i^{\frac{1}{\varepsilon}} a_i \delta_{ji} b_{ji}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_i^{\frac{1}{\sigma}-1} N_{ji}^{-\frac{1}{\sigma}}}{a_l \delta_{jl} b_{jl}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_l^{\frac{1}{\sigma}-1} N_{jl}^{-\frac{1}{\sigma}}} = 1 \implies \\ \implies N_{ji} &= N_{jl} \left(\frac{\theta_i^{\frac{1}{\varepsilon}} a_i \delta_{ji} b_{ji}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_i^{\frac{1}{\sigma}-1}}{a_l \delta_{jl} b_{jl}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_l^{\frac{1}{\sigma}-1}} \right)^{\sigma} = N_{jl} \frac{\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}}{a_l^{\sigma} \delta_{jl}^{\sigma} b_{jl}^{\sigma-1} Q_l^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}} \end{aligned} \quad (9)$$

Portanto, temos:

$$\begin{aligned} \phi_{ji} &\equiv \frac{N_{ji}}{N_j} = \frac{N_{ji}}{\sum_j N_{ji}} = \frac{N_{jl} \left(\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right) / \left(a_l^{\sigma} \delta_{jl}^{\sigma} b_{jl}^{\sigma-1} Q_l^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right)}{\sum_j N_{jl} \left(\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right) / \left(a_l^{\sigma} \delta_{jl}^{\sigma} b_{jl}^{\sigma-1} Q_l^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right)} = \\ &= \frac{\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}}{\sum_i \theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}} = \frac{\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}}{\sum_i \theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}} = \delta_{ji}^{\sigma} \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} \frac{x_i}{D_j} \end{aligned} \quad (10)$$

onde

$$x_i = a_i^{\sigma-1} \theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \quad (11)$$

$$D_j = \sum_i \delta_{ji}^{\sigma} \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i \quad (12)$$

Para estimarmos $d(\ln D_j)$, que expressa mudanças nos θ_i e a_i , fazemos o seguinte procedimento.

Pela derivação total da equação 12 temos:

$$\begin{aligned}
d(\ln D_j) &= \frac{1}{D_j} \left[\sum_i \delta_{ji}^\sigma (\sigma - 1) \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-2} d \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right) x_i + \sum_i \delta_{ji}^\sigma \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} dx_i \right] \\
&= \\
&= (\sigma - 1) \sum_i \frac{\delta_{ji}^\sigma \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i}{D_j} d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + \sum_i \frac{\delta_{ji}^\sigma \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i}{D_j} d(\ln x_i) \\
&= \\
&= (\sigma - 1) \sum_i \phi_{ji} d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + \sum_i \phi_{ji} d(\ln x_i) \\
&= \sum_i \phi_{ji} d(\ln x_i) \\
&\implies d(\ln D_j) \\
&= \sum_i \phi_{ji} d(\ln x_i)
\end{aligned} \tag{13}$$

já que $\sum_i \phi_{ji} d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) = 0$. Os termos $d(\ln x_i)$ não são diretamente observáveis, porém é possível chegar a estimativas deles através da derivada total da equação 11:

$$\begin{aligned}
d(\ln \phi_{ji}) &= \frac{d(\phi_{ji})}{\phi_{ji}} \\
&= \frac{1}{\phi_{ji}} \left\{ \frac{D_j d \left[\delta_{ji}^\sigma \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i \right] - \delta_{ji}^\sigma \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i d(D_j)}{D_j^2} \right\} \\
&= \frac{1}{\phi_{ji} D_j^2} \left\{ D_j \delta_{ji} \left[(\sigma - 1) \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^\sigma x_i d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^\sigma x_i d(\ln x_i) \right] - \delta_{ji}^\sigma \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i \left\{ \sum_i \delta_{ji} \left[(\sigma - 1) \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i d(\ln x_i) \right] \right\} \right\} \\
&= \frac{1}{\phi_{ji} D_j^2} \left\{ D_j^2 \phi_{ji} \left[(\sigma - 1) d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + d(\ln x_i) \right] - \phi_{ji} D_j \sum_i \phi_{ji} D_j \left[(\sigma - 1) d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + d(\ln x_i) \right] \right\} \\
&= (\sigma - 1) d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + d(x_i) - (\sigma - 1) \sum_i \phi_{ji} d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) - \sum_i \phi_{ji} d(\ln x_i) \\
&= (1 - \phi_{ji}) d(\ln x_i) - \sum_{k \neq i} \phi_{jk} d(x_k) + (\sigma - 1) d \left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right)
\end{aligned} \tag{14}$$

A equação 14 pode ser reescrita na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} d(\ln \phi_{11}) \\ d(\ln \phi_{12}) \\ \vdots \\ d(\ln \phi_{II}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \phi_{11} & -\phi_{12} & \cdots & -\phi_{1I} \\ -\phi_{11} & 1 - \phi_{12} & \cdots & -\phi_{1I} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ -\phi_{J1} & -\phi_{I2} & \cdots & 1 - \phi_{II} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\ln x_1) \\ d(\ln x_2) \\ \vdots \\ d(\ln x_I) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d[\ln(b_{11}/b_1)] \\ d[\ln(b_{12}/b_1)] \\ \vdots \\ d[\ln(b_{II}/b_I)] \end{bmatrix} \quad (15)$$

Os termos $d[\ln(b_{ji}/b_j)]$ expressam a mudança técnica específicas a grupos em setores; como não há informação sobre seus padrões, eles são tratados como erros. Os termos $d(\ln x_i)$ podem ser estimados por MQO e então substituídos na equação 13 para obter estimativas de $d(\ln D_j)$.

APÊNDICE 2 - TABELAS ADICIONAIS DO CAPÍTULO 3

As tabelas 3.6 a 3.6 são as versões completas dos resultados do logit multinomial do capítulo 3. As tabelas 3.6 a 3.6 são os resultados das estimações separadas para homens e mulheres. Encontram-se nesse apêndice também os resultados do modelo logit condicional (tabelas 3.6 a 13) e as tabelas completas da decomposição de Blinder-Oaxaca (tabelas ?? a 3.6).

Tabela 1: Estimativas para Transições a partir da Formalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Formal- Informal	Formal- C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo
Sexo: Feminino	0.822*** (0.0236)	0.585*** (0.0224)	1.174*** (0.0443)	2.016*** (0.0557)
Não Branco	0.944** (0.0259)	0.954 (0.0324)	1.036 (0.0393)	1.042 (0.0288)
Pessoa de ref.	0.917*** (0.0291)	0.888*** (0.0338)	0.879*** (0.0393)	0.723*** (0.0211)
Idade	0.936*** (0.00936)	1.056*** (0.0138)	0.951*** (0.0145)	0.851*** (0.00771)
Idade ao quadrado	1.001*** (0.000121)	1.000** (0.000157)	1.000* (0.000192)	1.002*** (0.000107)
4 a 7 anos de estudo	1.194*** (0.0723)	1.111 (0.0745)	1.064 (0.0881)	0.983 (0.0498)
8 a 10 anos de estudo	1.236*** (0.0805)	1.221*** (0.0890)	1.088 (0.0978)	0.962 (0.0536)
11 a 14 anos de estudo	1.165** (0.0799)	1.141* (0.0888)	1.055 (0.101)	0.773*** (0.0457)
15 ou mais anos de estudo	1.351*** (0.1000)	1.256*** (0.108)	0.797** (0.0900)	0.556*** (0.0402)

(continua)

Tabela 1: Estimativas para Transições a partir da Formalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Formal- Informal	Formal- C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo
Idade da pessoa de ref.	1.001 (0.00132)	0.993*** (0.00172)	1.006*** (0.00170)	0.999 (0.00124)
Tipo de família	1.139*** (0.0325)	1.255*** (0.0452)	1.206*** (0.0460)	1.093*** (0.0308)
Escolaridade dom.	0.961* (0.0229)	0.911*** (0.0250)	0.976 (0.0324)	0.948** (0.0204)
Prop. crianças no dom.	0.972 (0.0923)	1.137 (0.130)	0.837 (0.108)	1.257** (0.120)
Total de pessoas no domicílio	1.054*** (0.00945)	1.047*** (0.0122)	1.046*** (0.0128)	1.028*** (0.00918)
Renda domiciliar per capita	1.000*** (7.91e-06)	1.000*** (9.90e-06)	1.000*** (3.29e-05)	1.000*** (1.82e-05)
De 31 dias a < 1 ano no emprego	0.931 (0.0997)	0.775** (0.0911)	1.031 (0.131)	0.962 (0.102)
De 1 a < 2 anos no emprego	0.752*** (0.0820)	0.599*** (0.0723)	0.752** (0.0973)	0.775** (0.0841)
2 anos ou mais no emprego	0.566*** (0.0592)	0.461*** (0.0527)	0.408*** (0.0510)	0.629*** (0.0655)
C. Civil	1.570*** (0.0783)	2.727*** (0.141)	1.229*** (0.0850)	1.233*** (0.0620)
Comércio	1.320*** (0.0467)	1.256*** (0.0576)	0.988 (0.0472)	1.014 (0.0343)
Serviços	1.053 (0.0338)	1.116*** (0.0459)	0.925* (0.0394)	0.860*** (0.0264)
Outros	1.493*** (0.170)	1.138 (0.179)	0.974 (0.190)	0.954 (0.127)
Tam. do Estab.: 6 a 10 pessoas	1.311*** (0.0684)	1.134* (0.0782)	0.897 (0.0873)	0.943 (0.0588)
Tam. do Estab.: 11 ou mais pessoas	0.485*** (0.0220)	0.536*** (0.0311)	0.992 (0.0738)	0.863*** (0.0421)
RMSal	0.787*** (0.0424)	0.759*** (0.0475)	0.996 (0.0669)	0.740*** (0.0373)
RMBH	0.899** (0.0400)	0.754*** (0.0397)	0.711*** (0.0435)	0.754*** (0.0315)
RMRJ	0.563*** (0.0272)	0.538*** (0.0302)	0.526*** (0.0347)	0.389*** (0.0186)
RMSP	0.911** (0.0405)	0.611*** (0.0334)	0.887** (0.0528)	0.588*** (0.0259)
RMPoA	0.798*** (0.0394)	0.776*** (0.0449)	0.839*** (0.0553)	0.836*** (0.0381)
2003	0.909 (0.0529)	0.958 (0.0705)	0.854** (0.0648)	0.842*** (0.0514)
2004	0.861*** (0.0497)	0.701*** (0.0538)	0.635*** (0.0500)	0.812*** (0.0492)
2005	0.803*** (0.0469)	0.853** (0.0633)	0.704*** (0.0544)	0.779*** (0.0474)

(continua)

Tabela 1: Estimativas para Transições a partir da Formalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Formal- Informal	Formal- C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo
2006	0.759*** (0.0441)	0.715*** (0.0540)	0.682*** (0.0522)	0.808*** (0.0482)
2007	0.709*** (0.0417)	0.819*** (0.0607)	0.525*** (0.0422)	0.854*** (0.0506)
2008	0.753*** (0.0434)	0.887* (0.0638)	0.655*** (0.0496)	0.940 (0.0542)
2009	0.678*** (0.0396)	0.839** (0.0610)	0.564*** (0.0438)	0.771*** (0.0456)
2010	0.674*** (0.0392)	0.879* (0.0631)	0.521*** (0.0411)	0.903* (0.0522)
Fev	1.032 (0.0607)	1.151* (0.0832)	1.249*** (0.104)	0.976 (0.0565)
Mar	0.985 (0.0580)	1.102 (0.0796)	1.015 (0.0876)	0.906* (0.0528)
Abr	0.879** (0.0542)	0.969 (0.0734)	1.160* (0.0981)	0.875** (0.0522)
Mai	0.919 (0.0547)	0.982 (0.0724)	1.211** (0.0997)	0.908* (0.0526)
Jun	0.960 (0.0553)	0.974 (0.0707)	1.050 (0.0872)	0.913 (0.0518)
Jul	0.884** (0.0518)	0.911 (0.0670)	1.061 (0.0875)	0.884** (0.0505)
Ago	0.968 (0.0567)	0.939 (0.0695)	1.182** (0.0967)	0.866** (0.0503)
Set	0.984 (0.0558)	0.983 (0.0702)	0.998 (0.0829)	0.893** (0.0502)
Out	0.991 (0.0566)	0.975 (0.0707)	1.113 (0.0908)	0.881** (0.0502)
Nov	0.934 (0.0538)	1.045 (0.0740)	0.934 (0.0791)	0.882** (0.0500)
Dez	0.953 (0.0556)	1.051 (0.0757)	0.898 (0.0777)	0.980 (0.0553)
Constante	0.784 (0.207)	0.0771*** (0.0255)	0.374*** (0.142)	3.752*** (0.937)
Observações	133,437	133,437	133,437	133,437

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 2: Estimativas para Transições a partir da Informalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
Sexo: Feminino	0.881***	0.882***	1.367***	2.515***

(continua)

Tabela 2: Estimativas para Transições a partir da Informalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
	(0.0270)	(0.0293)	(0.0874)	(0.106)
Não Branco	0.975	1.015	1.140**	1.034
	(0.0292)	(0.0314)	(0.0724)	(0.0429)
Pessoa de ref.	0.973	0.975	0.924	0.698***
	(0.0337)	(0.0342)	(0.0689)	(0.0312)
Idade	0.993	1.097***	0.982	0.886***
	(0.0105)	(0.0121)	(0.0217)	(0.0118)
Idade ao quadrado	1.000	0.999***	1.000	1.002***
	(0.000127)	(0.000129)	(0.000268)	(0.000153)
4 a 7 anos de estudo	1.231***	1.048	0.950	0.996
	(0.0713)	(0.0545)	(0.101)	(0.0658)
8 a 10 anos de estudo	1.281***	1.024	1.208	0.888
	(0.0829)	(0.0604)	(0.146)	(0.0684)
11 a 14 anos de estudo	1.552***	0.940	1.298**	0.804***
	(0.105)	(0.0588)	(0.170)	(0.0652)
15 ou mais anos de estudo	1.773***	0.897	0.943	0.583***
	(0.135)	(0.0654)	(0.163)	(0.0598)
Idade da pessoa de ref.	0.998	0.998	1.007***	1.006***
	(0.00146)	(0.00163)	(0.00281)	(0.00194)
Tipo de família	0.975	1.012	1.245***	1.039
	(0.0301)	(0.0333)	(0.0756)	(0.0442)
Escolaridade dom.	1.033	1.040*	0.954	1.003
	(0.0249)	(0.0236)	(0.0453)	(0.0294)
Prop. crianças no dom.	0.974	0.985	0.641**	0.755*
	(0.100)	(0.109)	(0.141)	(0.117)
Total de pessoas no domicílio	0.993	0.989	1.022	1.017
	(0.00955)	(0.0100)	(0.0190)	(0.0131)
Renda domiciliar per capita	1.000***	1.000***	1.000***	1.000***
	(1.13e-05)	(1.33e-05)	(7.51e-05)	(2.70e-05)
De 31 dias a menos de 1 ano no emprego	0.695***	0.783***	0.519***	0.658***
	(0.0473)	(0.0649)	(0.0513)	(0.0562)
De 1 a menos de 2 anos no emprego	0.486***	0.775***	0.320***	0.447***
	(0.0365)	(0.0695)	(0.0382)	(0.0433)
2 anos ou mais no emprego	0.394***	0.896	0.138***	0.295***
	(0.0263)	(0.0716)	(0.0148)	(0.0251)
C. Civil	1.131**	1.856***	1.575***	1.309***
	(0.0610)	(0.0957)	(0.167)	(0.0974)
Comércio	0.922**	0.958	0.896	0.987
	(0.0365)	(0.0407)	(0.0760)	(0.0527)
Serviços	0.881***	1.023	0.931	0.899**
	(0.0337)	(0.0431)	(0.0764)	(0.0479)
Outros	0.775*	0.937	0.656	1.099
	(0.107)	(0.122)	(0.210)	(0.182)
Tamanho do Estab.: 6 a 10 pessoas	1.648***	0.692***	1.190*	0.989
	(0.0778)	(0.0382)	(0.117)	(0.0653)
Tamanho do Estab.: 11 ou mais pessoas	2.151***	0.808***	1.497***	1.217***

(continua)

Tabela 2: Estimativas para Transições a partir da Informalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
	(0.0620)	(0.0250)	(0.0921)	(0.0485)
RMSal	0.795***	0.735***	0.783**	0.601***
	(0.0484)	(0.0452)	(0.0829)	(0.0459)
RMBH	1.042	0.861***	0.548***	0.648***
	(0.0543)	(0.0451)	(0.0552)	(0.0421)
RMRJ	0.525***	0.501***	0.294***	0.263***
	(0.0274)	(0.0260)	(0.0313)	(0.0183)
RMSP	0.782***	0.710***	0.736***	0.505***
	(0.0395)	(0.0361)	(0.0671)	(0.0321)
RMPoA	0.976	0.829***	0.613***	0.635***
	(0.0554)	(0.0476)	(0.0697)	(0.0462)
2003	0.881*	0.853**	0.797*	0.916
	(0.0599)	(0.0563)	(0.0976)	(0.0832)
2004	0.761***	0.623***	0.595***	0.733***
	(0.0509)	(0.0412)	(0.0747)	(0.0664)
2005	0.742***	0.676***	0.592***	0.778***
	(0.0501)	(0.0450)	(0.0747)	(0.0708)
2006	0.736***	0.626***	0.608***	0.767***
	(0.0497)	(0.0418)	(0.0762)	(0.0696)
2007	0.847**	0.598***	0.506***	0.721***
	(0.0565)	(0.0403)	(0.0665)	(0.0657)
2008	0.855**	0.632***	0.600***	0.791**
	(0.0574)	(0.0425)	(0.0768)	(0.0723)
2009	0.842**	0.690***	0.386***	0.688***
	(0.0573)	(0.0466)	(0.0544)	(0.0645)
2010	0.946	0.789***	0.497***	0.799**
	(0.0644)	(0.0533)	(0.0686)	(0.0745)
Fev	1.099	0.998	0.988	1.086
	(0.0709)	(0.0674)	(0.140)	(0.0944)
Mar	1.009	1.074	1.144	0.890
	(0.0663)	(0.0721)	(0.155)	(0.0803)
Abr	0.990	0.981	1.086	0.884
	(0.0653)	(0.0668)	(0.150)	(0.0810)
Mai	1.044	0.924	0.870	0.830**
	(0.0669)	(0.0621)	(0.124)	(0.0754)
Jun	1.008	1.032	1.137	0.915
	(0.0649)	(0.0677)	(0.153)	(0.0807)
Jul	0.947	0.959	1.141	1.000
	(0.0608)	(0.0632)	(0.150)	(0.0854)
Ago	1.026	1.017	0.994	0.832**
	(0.0656)	(0.0667)	(0.134)	(0.0736)
Set	0.948	0.895*	0.958	0.895
	(0.0593)	(0.0580)	(0.126)	(0.0760)
Out	0.964	0.879*	0.875	0.861*
	(0.0605)	(0.0577)	(0.119)	(0.0745)
Nov	1.048	0.978	0.867	0.879

(continua)

Tabela 2: Estimativas para Transições a partir da Informalidade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
	(0.0661)	(0.0642)	(0.119)	(0.0765)
Dez	1.035	1.047	0.855	1.042
	(0.0671)	(0.0693)	(0.122)	(0.0895)
Constante	1.377	0.137***	1.125	4.772***
	(0.368)	(0.0390)	(0.599)	(1.656)
Observações	42,313	42,313	42,313	42,313

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 3: Estimativas para Transições a partir do Trabalho por Conta Própria - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo
Sexo: Feminino	0.509***	0.652***	1.144**	3.006***
	(0.0198)	(0.0199)	(0.0758)	(0.0938)
Não Branco	1.051	0.976	1.140**	1.017
	(0.0367)	(0.0276)	(0.0739)	(0.0292)
Pessoa de ref.	1.017	0.998	1.051	0.704***
	(0.0404)	(0.0320)	(0.0781)	(0.0215)
Idade	0.984	0.969***	0.965	0.899***
	(0.0125)	(0.00985)	(0.0221)	(0.00913)
Idade ao quadrado	1.000	1.000	1.000	1.002***
	(0.000149)	(0.000117)	(0.000268)	(0.000112)
4 a 7 anos de estudo	1.307***	1.174***	1.165*	1.019
	(0.0783)	(0.0526)	(0.107)	(0.0404)
8 a 10 anos de estudo	1.582***	1.219***	1.183	0.949
	(0.107)	(0.0624)	(0.130)	(0.0454)
11 a 14 anos de estudo	2.045***	1.362***	1.464***	0.930
	(0.147)	(0.0735)	(0.174)	(0.0475)
15 ou mais anos de estudo	2.784***	1.565***	1.479**	0.762***
	(0.234)	(0.101)	(0.240)	(0.0553)
Idade da pessoa de ref.	0.997	1.000	1.011***	1.005***
	(0.00180)	(0.00150)	(0.00309)	(0.00146)
Tipo de família	0.995	0.992	1.342***	0.948*
	(0.0361)	(0.0291)	(0.0825)	(0.0290)
Escolaridade dom.	1.019	1.051**	0.923*	0.996
	(0.0260)	(0.0206)	(0.0385)	(0.0181)
Prop. crianças no dom.	1.104	1.179*	0.970	0.942
	(0.131)	(0.117)	(0.209)	(0.106)
Total de pessoas no domicílio	1.035***	1.052***	1.057***	1.039***
	(0.0111)	(0.00911)	(0.0195)	(0.00931)
Renda domiciliar per capita	1.000***	1.000***	1.000***	1.000***

(continua)

Tabela 3: Estimativas para Transições a partir do Trabalho por Conta Própria - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo
	(1.48e-05)	(1.17e-05)	(7.67e-05)	(2.81e-05)
De 31 dias a menos de 1 ano no emprego	0.781** (0.0847)	0.884 (0.0980)	0.661*** (0.0963)	0.772** (0.0792)
De 1 a menos de 2 anos no emprego	0.545*** (0.0624)	0.741*** (0.0850)	0.392*** (0.0636)	0.558*** (0.0599)
2 anos ou mais no emprego	0.304*** (0.0315)	0.568*** (0.0602)	0.195*** (0.0274)	0.335*** (0.0329)
C. Civil	1.541*** (0.0861)	1.067 (0.0507)	1.573*** (0.164)	1.085 (0.0545)
Comércio	0.816*** (0.0415)	1.014 (0.0399)	0.915 (0.0816)	0.948 (0.0325)
Serviços	0.955 (0.0486)	1.026 (0.0417)	1.000 (0.0932)	0.835*** (0.0317)
Outros	1.172 (0.161)	1.045 (0.122)	1.310 (0.309)	1.346*** (0.143)
Tamanho do Estab.: 6 a 10 pessoas	3.020*** (0.482)	2.197*** (0.319)	0.642 (0.377)	1.019 (0.223)
Tamanho do Estab.: 11 ou mais pessoas	1.747*** (0.121)	1.452*** (0.0856)	1.288** (0.159)	1.076 (0.0753)
RMSal	0.758*** (0.0463)	0.738*** (0.0388)	0.962 (0.0815)	0.570*** (0.0261)
RMBH	0.968 (0.0517)	1.050 (0.0473)	0.571*** (0.0521)	0.637*** (0.0262)
RMRJ	0.466*** (0.0260)	0.572*** (0.0262)	0.245*** (0.0247)	0.240*** (0.0108)
RMSP	0.762*** (0.0427)	1.108** (0.0497)	0.646*** (0.0589)	0.566*** (0.0241)
RMPoA	0.984 (0.0583)	0.979 (0.0486)	0.459*** (0.0520)	0.617*** (0.0287)
2003	0.840** (0.0629)	0.864** (0.0510)	0.655*** (0.0721)	0.831*** (0.0510)
2004	0.783*** (0.0582)	0.810*** (0.0473)	0.515*** (0.0586)	0.748*** (0.0457)
2005	0.792*** (0.0593)	0.761*** (0.0450)	0.546*** (0.0622)	0.692*** (0.0425)
2006	0.791*** (0.0590)	0.764*** (0.0450)	0.491*** (0.0566)	0.734*** (0.0446)
2007	0.879* (0.0652)	0.772*** (0.0457)	0.349*** (0.0447)	0.714*** (0.0436)
2008	0.979 (0.0716)	0.774*** (0.0458)	0.411*** (0.0503)	0.782*** (0.0476)
2009	1.056 (0.0765)	0.748*** (0.0446)	0.334*** (0.0437)	0.649*** (0.0404)
2010	1.092 (0.0802)	0.791*** (0.0475)	0.321*** (0.0436)	0.744*** (0.0461)
Fev	0.965	0.888**	1.056	0.884**

(continua)

Tabela 3: Estimativas para Transições a partir do Trabalho por Conta Própria - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo
	(0.0696)	(0.0529)	(0.140)	(0.0535)
Mar	0.882*	0.890*	1.046	0.843***
	(0.0648)	(0.0531)	(0.138)	(0.0515)
Abr	0.870*	0.894*	1.180	0.898*
	(0.0653)	(0.0543)	(0.156)	(0.0552)
Mai	0.842**	0.851***	1.061	0.841***
	(0.0627)	(0.0512)	(0.141)	(0.0512)
Jun	0.870*	0.823***	0.994	0.823***
	(0.0623)	(0.0482)	(0.128)	(0.0489)
Jul	0.880*	0.907*	0.996	0.923
	(0.0632)	(0.0526)	(0.130)	(0.0543)
Ago	0.927	0.872**	0.760**	0.888**
	(0.0672)	(0.0517)	(0.106)	(0.0529)
Set	0.946	0.967	0.737**	0.885**
	(0.0661)	(0.0548)	(0.100)	(0.0514)
Out	0.965	0.908*	0.884	0.849***
	(0.0679)	(0.0523)	(0.118)	(0.0506)
Nov	0.901	0.823***	0.866	0.855***
	(0.0637)	(0.0482)	(0.114)	(0.0504)
Dez	0.973	0.852***	0.558***	0.872**
	(0.0695)	(0.0505)	(0.0831)	(0.0519)
Constante	1.019	0.858	1.197	3.882***
	(0.324)	(0.230)	(0.657)	(1.039)
Observações	67,678	67,678	67,678	67,678

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 4: Estimativas para Transições a partir da Desocupação - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Desocup.- Formal	Desocup.- Informal	Desocup.- C. Própria	Desocup.- Inativo
Sexo: Feminino	0.432***	0.491***	0.418***	1.884***
	(0.0205)	(0.0277)	(0.0243)	(0.0865)
Não Branco	0.982	0.883**	0.878**	0.915*
	(0.0490)	(0.0531)	(0.0525)	(0.0419)
Pessoa de ref.	1.289***	1.320***	1.194**	0.802***
	(0.0782)	(0.0968)	(0.0840)	(0.0442)
Idade	1.087***	0.993	1.097***	0.965**
	(0.0222)	(0.0232)	(0.0245)	(0.0164)
Idade ao quadrado	0.999***	1.000	0.999***	1.001***
	(0.000261)	(0.000294)	(0.000273)	(0.000212)
4 a 7 anos de estudo	1.291**	0.981	1.021	1.045

(continua)

Tabela 4: Estimativas para Transições a partir da Desocupação - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Desocup.- Formal	Desocup.- Informal	Desocup.- C. Própria	Desocup.- Inativo
	(0.132)	(0.103)	(0.100)	(0.0832)
8 a 10 anos de estudo	1.522***	0.959	0.906	0.860*
	(0.168)	(0.114)	(0.103)	(0.0775)
11 a 14 anos de estudo	1.828***	1.046	0.816	0.714***
	(0.217)	(0.134)	(0.102)	(0.0701)
15 ou mais anos de estudo	1.926***	1.027	0.925	0.659***
	(0.268)	(0.161)	(0.141)	(0.0796)
Idade da pessoa de ref.	0.993***	0.997	0.990***	0.997
	(0.00216)	(0.00261)	(0.00271)	(0.00194)
Tipo de família	0.961	1.032	1.080	0.984
	(0.0466)	(0.0596)	(0.0632)	(0.0442)
Escolaridade dom.	1.169***	1.005	0.956	1.028
	(0.0501)	(0.0472)	(0.0426)	(0.0370)
Prop. crianças no dom.	1.152	0.880	1.425*	1.600***
	(0.194)	(0.179)	(0.295)	(0.250)
Total de pessoas no domicílio	1.020	1.060***	1.014	1.008
	(0.0151)	(0.0175)	(0.0176)	(0.0134)
Renda domiciliar per capita	1.000	1.000	1.000***	1.000***
	(5.71e-05)	(7.33e-05)	(6.96e-05)	(5.41e-05)
Tempo de procura: 31 dias a 6 meses	1.084	0.943	1.029	0.915*
	(0.0605)	(0.0628)	(0.0701)	(0.0485)
Tempo de procura: 7 a 11 meses	0.841**	0.796**	0.868	0.848**
	(0.0709)	(0.0805)	(0.0899)	(0.0656)
Tempo de procura: 1 ano a menos de 2 anos	0.703***	0.690***	0.860	0.889
	(0.0569)	(0.0668)	(0.0823)	(0.0636)
Tempo de procura: 2 anos ou mais	0.540***	0.750***	0.889	0.957
	(0.0459)	(0.0705)	(0.0819)	(0.0664)
RMSal	0.712***	0.661***	0.742***	0.553***
	(0.0582)	(0.0625)	(0.0674)	(0.0384)
RMBH	2.096***	1.272**	1.177*	0.851**
	(0.176)	(0.125)	(0.114)	(0.0660)
RMRJ	0.786***	0.585***	0.620***	0.494***
	(0.0629)	(0.0559)	(0.0567)	(0.0339)
RMSP	1.149*	1.076	0.638***	0.605***
	(0.0880)	(0.0937)	(0.0568)	(0.0410)
RMPoA	1.936***	1.091	0.846	0.767***
	(0.179)	(0.120)	(0.0931)	(0.0655)
2003	0.922	1.101	1.116	1.161
	(0.0948)	(0.129)	(0.127)	(0.106)
2004	0.974	1.163	1.019	1.226**
	(0.102)	(0.138)	(0.119)	(0.113)
2005	1.093	1.147	0.965	1.296***
	(0.116)	(0.140)	(0.118)	(0.122)
2006	1.113	1.081	1.062	1.214**
	(0.115)	(0.131)	(0.125)	(0.113)
2007	1.417***	1.150	1.005	1.205*

(continua)

Tabela 4: Estimativas para Transições a partir da Desocupação - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Desocup.- Formal	Desocup.- Informal	Desocup.- C. Própria	Desocup.- Inativo
	(0.149)	(0.143)	(0.124)	(0.116)
2008	1.513***	1.105	1.066	1.469***
	(0.165)	(0.145)	(0.138)	(0.146)
2009	1.849***	1.313**	1.113	1.484***
	(0.201)	(0.171)	(0.146)	(0.151)
2010	2.034***	1.092	0.976	1.450***
	(0.228)	(0.152)	(0.135)	(0.152)
Fev	0.888	0.800*	0.839	0.773**
	(0.100)	(0.106)	(0.114)	(0.0808)
Mar	0.825*	0.745**	0.752**	0.785**
	(0.0934)	(0.0988)	(0.102)	(0.0809)
Abr	0.781**	0.692***	0.861	0.724***
	(0.0884)	(0.0929)	(0.114)	(0.0743)
Mai	0.890	0.752**	0.738**	0.775**
	(0.101)	(0.100)	(0.101)	(0.0801)
Jun	0.867	0.860	0.900	0.791**
	(0.0962)	(0.110)	(0.117)	(0.0799)
Jul	0.914	0.852	0.758**	0.771**
	(0.102)	(0.110)	(0.102)	(0.0786)
Ago	0.786**	0.666***	0.720**	0.742***
	(0.0871)	(0.0876)	(0.0946)	(0.0746)
Set	0.973	0.856	0.888	0.755***
	(0.107)	(0.110)	(0.116)	(0.0769)
Out	1.016	0.897	0.875	0.867
	(0.113)	(0.116)	(0.116)	(0.0880)
Nov	1.048	0.811	0.918	0.867
	(0.118)	(0.108)	(0.122)	(0.0897)
Dez	1.163	0.990	0.923	1.166
	(0.140)	(0.140)	(0.135)	(0.128)
Constante	0.130***	1.202	0.217***	1.792
	(0.0602)	(0.628)	(0.112)	(0.703)
Observações	20,249	20,249	20,249	20,249

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 5: Estimativas para Transições a partir da Inatividade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Inativo Formal	Inativo Informal	Inativo- C. Própria	Inativo- Desocup.
Sexo: Feminino	0.311*** (0.00937)	0.357*** (0.0124)	0.549*** (0.0145)	0.617*** (0.0219)
Não Branco	1.103*** (0.0327)	1.055 (0.0362)	1.018 (0.0259)	1.229*** (0.0407)
Pessoa de ref.	1.319*** (0.0455)	1.186*** (0.0475)	1.137*** (0.0318)	1.271*** (0.0513)
Idade	1.034*** (0.0102)	0.981* (0.0109)	1.114*** (0.00960)	1.039*** (0.0121)
Idade ao quadrado	0.999*** (0.000116)	1.000*** (0.000127)	0.999*** (9.54e-05)	0.999*** (0.000140)
4 a 7 anos de estudo	1.607*** (0.0843)	1.353*** (0.0714)	1.207*** (0.0409)	1.403*** (0.0747)
8 a 10 anos de estudo	2.184*** (0.126)	1.579*** (0.0957)	1.269*** (0.0517)	1.780*** (0.107)
11 a 14 anos de estudo	2.948*** (0.176)	1.910*** (0.119)	1.220*** (0.0522)	2.402*** (0.152)
15 ou mais anos de estudo	3.541*** (0.255)	2.283*** (0.177)	1.134** (0.0696)	2.736*** (0.223)
Idade da pessoa de ref.	0.995*** (0.00140)	0.997* (0.00161)	0.994*** (0.00125)	1.003** (0.00152)
Tipo de família	1.057* (0.0318)	1.120*** (0.0389)	0.971 (0.0255)	1.258*** (0.0424)
Capital humano	1.058** (0.0234)	1.017 (0.0242)	0.980 (0.0157)	0.939*** (0.0221)
Prop. crianças no dom.	0.658*** (0.0691)	0.549*** (0.0725)	1.026 (0.102)	0.724*** (0.0811)
Total de pessoas no domicílio	1.019** (0.00920)	1.035*** (0.0105)	0.994 (0.00764)	1.045*** (0.00981)
Renda domiciliar per capita	1.000** (2.37e-05)	1.000 (2.17e-05)	1.000 (4.28e-05)	1.000*** (4.14e-05)
Tempo na Situação	0.201*** (0.00554)	0.265*** (0.00832)	0.286*** (0.00644)	0.300*** (0.00905)
RMSal	1.510*** (0.0796)	1.336*** (0.0829)	1.393*** (0.0576)	1.931*** (0.0941)
RMBH	1.749*** (0.0755)	1.505*** (0.0751)	1.067* (0.0378)	0.991 (0.0476)
RMRJ	1.100* (0.0537)	0.976 (0.0551)	0.748*** (0.0293)	0.828*** (0.0428)
RMRJ	1.100* (0.0537)	0.976 (0.0551)	0.748*** (0.0293)	0.828*** (0.0428)
RMSP	1.466*** (0.0668)	1.497*** (0.0767)	0.860*** (0.0325)	1.257*** (0.0596)
RMPoA	1.923*** (0.0924)	1.511*** (0.0845)	0.913** (0.0371)	0.911 (0.0521)
2003	0.871** (0.0580)	0.963 (0.0679)	0.830*** (0.0421)	0.885* (0.0560)

(continua)

Tabela 5: Estimativas para Transições a partir da Inatividade - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	Inativo Formal	Inativo Informal	Inativo- C. Própria	Inativo- Desocup.
2004	0.920 (0.0602)	0.896 (0.0635)	0.762*** (0.0389)	0.760*** (0.0486)
2005	1.012 (0.0660)	1.023 (0.0717)	0.825*** (0.0423)	0.820*** (0.0528)
2006	0.963 (0.0621)	0.798*** (0.0574)	0.758*** (0.0386)	0.644*** (0.0423)
2007	1.073 (0.0688)	0.880* (0.0628)	0.742*** (0.0383)	0.624*** (0.0419)
2008	1.173** (0.0740)	0.805*** (0.0578)	0.770*** (0.0392)	0.644*** (0.0425)
2009	1.327*** (0.0826)	0.854** (0.0611)	0.787*** (0.0404)	0.588*** (0.0399)
2010	1.497*** (0.0934)	0.828** (0.0605)	0.751*** (0.0392)	0.510*** (0.0364)
Fev	0.974 (0.0625)	0.851** (0.0629)	0.986 (0.0534)	1.042 (0.0732)
Mar	0.908 (0.0592)	0.773*** (0.0584)	0.970 (0.0527)	0.946 (0.0678)
Abr	1.010 (0.0648)	0.803*** (0.0607)	0.907* (0.0501)	1.024 (0.0727)
Mai	0.946 (0.0610)	0.813*** (0.0609)	0.844*** (0.0473)	0.994 (0.0705)
Jun	0.962 (0.0606)	0.891 (0.0631)	0.934 (0.0494)	0.956 (0.0662)
Jul	1.040 (0.0643)	0.875* (0.0625)	0.895** (0.0480)	0.997 (0.0684)
Ago	0.970 (0.0618)	0.855** (0.0623)	0.909* (0.0492)	0.997 (0.0695)
Set	0.966 (0.0606)	0.941 (0.0660)	0.880** (0.0473)	0.880* (0.0621)
Out	0.951 (0.0599)	0.886* (0.0630)	0.947 (0.0503)	0.835** (0.0598)
Nov	1.077 (0.0669)	0.909 (0.0647)	1.000 (0.0528)	0.878* (0.0626)
Dez	1.121* (0.0684)	0.889* (0.0633)	0.914* (0.0490)	0.744*** (0.0543)
Constante	0.242*** (0.0581)	0.646 (0.178)	0.0865*** (0.0185)	0.332*** (0.0906)
Observações	140,284	140,284	140,284	140,284

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 6: Estimativas para Transições a partir da Formalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo
Não Branco	0.970 (0.0326)	0.961 (0.0375)	1.009 (0.0504)	1.077* (0.0427)	0.889** (0.0423)	0.934 (0.0653)	1.067 (0.0624)	1.009 (0.0394)
Pessoa de ref.	0.893*** (0.0365)	0.889*** (0.0404)	0.852*** (0.0520)	0.795*** (0.0344)	0.992 (0.0579)	1.131 (0.0930)	1.002 (0.0757)	0.827*** (0.0392)
Idade	0.941*** (0.0116)	1.066*** (0.0163)	0.950*** (0.0179)	0.860*** (0.0109)	0.922*** (0.0163)	1.016 (0.0259)	0.979 (0.0269)	0.862*** (0.0118)
Idade ao quadrado	1.001*** (0.000147)	0.999*** (0.000183)	1.000* (0.000233)	1.002*** (0.000146)	1.001*** (0.000219)	1.000 (0.000308)	1.000 (0.000360)	1.002*** (0.000167)
4 a 7 anos de estudo	1.245*** (0.0839)	1.119 (0.0798)	1.054 (0.1000)	1.064 (0.0671)	1.014 (0.140)	1.194 (0.253)	1.119 (0.195)	0.875 (0.0759)
8 a 10 anos de estudo	1.244*** (0.0913)	1.169** (0.0926)	1.145 (0.119)	1.012 (0.0721)	1.215 (0.175)	1.733*** (0.364)	1.010 (0.187)	0.908 (0.0837)
11 a 14 anos de estudo	1.172** (0.0912)	1.131 (0.0960)	1.019 (0.113)	0.800*** (0.0611)	1.153 (0.172)	1.438* (0.311)	1.116 (0.216)	0.736*** (0.0719)
15 ou mais anos de estudo	1.336*** (0.116)	1.188* (0.117)	0.818 (0.117)	0.638*** (0.0651)	1.346* (0.208)	1.748** (0.388)	0.818 (0.172)	0.518*** (0.0575)
Idade da pessoa de ref.	1.001 (0.00174)	0.994*** (0.00210)	1.010*** (0.00238)	1.010*** (0.00186)	1.001 (0.00206)	0.995 (0.00312)	1.002 (0.00248)	0.993*** (0.00174)
Tipo de família	1.138*** (0.0440)	1.347*** (0.0602)	1.186*** (0.0658)	1.306*** (0.0570)	1.098* (0.0541)	0.976 (0.0713)	1.152** (0.0693)	0.930* (0.0387)
Capital humano	0.965 (0.0262)	0.893*** (0.0264)	0.971 (0.0383)	0.953* (0.0259)	0.951 (0.0479)	1.054 (0.0824)	0.979 (0.0603)	0.947 (0.0341)
Prop. crianças no dom.	0.970 (0.112)	1.085 (0.142)	0.721* (0.122)	0.555*** (0.0810)	0.971 (0.165)	1.269 (0.304)	1.169 (0.230)	2.719*** (0.344)
Total de pessoas no domicílio	1.051*** (0.0117)	1.057*** (0.0141)	1.053*** (0.0167)	1.021* (0.0128)	1.064*** (0.0164)	1.029 (0.0246)	1.034* (0.0200)	1.042*** (0.0133)

(continua)

Tabela 6: Estimativas para Transições a partir da Formalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo
Renda domiciliar per capita	1.000*** (1.03e-05)	1.000** (1.41e-05)	1.000*** (4.42e-05)	1.000*** (3.19e-05)	1.000*** (1.27e-05)	1.000*** (1.48e-05)	1.000*** (4.94e-05)	1.000*** (2.31e-05)
De 31 dias a menos de 1 ano no emprego	1.072 (0.148)	0.771* (0.104)	0.901 (0.140)	0.830 (0.120)	0.735* (0.124)	0.792 (0.195)	1.278 (0.280)	1.118 (0.175)
De 1 a menos de 2 anos no emprego	0.841 (0.118)	0.609*** (0.0843)	0.651*** (0.104)	0.688** (0.102)	0.628*** (0.108)	0.574** (0.145)	0.957 (0.213)	0.893 (0.142)
2 anos ou mais no emprego	0.631*** (0.0856)	0.452*** (0.0593)	0.348*** (0.0533)	0.572*** (0.0810)	0.472*** (0.0778)	0.503*** (0.120)	0.539*** (0.117)	0.727** (0.112)
C. Civil	1.681*** (0.0908)	2.981*** (0.167)	1.204** (0.0906)	1.234*** (0.0702)	0.958 (0.164)	0.848 (0.202)	1.122 (0.235)	0.937 (0.133)
Comércio	1.484*** (0.0628)	1.376*** (0.0729)	0.974 (0.0602)	0.898** (0.0444)	1.008 (0.0640)	0.908 (0.0820)	0.996 (0.0770)	1.079 (0.0524)
Serviços	1.063 (0.0417)	1.195*** (0.0570)	0.889** (0.0484)	0.882*** (0.0371)	0.967 (0.0551)	0.827** (0.0657)	0.969 (0.0681)	0.837*** (0.0381)
Outros	1.579*** (0.195)	1.260 (0.208)	1.050 (0.218)	0.867 (0.140)	1.248 (0.367)	0.627 (0.325)	0.542 (0.322)	1.145 (0.282)
Tamanho do Estab.: 6 a 10 pessoas	1.366*** (0.0933)	1.237** (0.106)	0.866 (0.126)	1.021 (0.106)	1.203** (0.0980)	0.947 (0.111)	0.936 (0.123)	0.912 (0.0720)
Tamanho do Estab.: 11 ou mais pessoas	0.508*** (0.0305)	0.598*** (0.0436)	1.137 (0.127)	1.080 (0.0876)	0.444*** (0.0311)	0.429*** (0.0419)	0.868 (0.0874)	0.747*** (0.0464)
RMSal	0.781*** (0.0525)	0.714*** (0.0517)	1.000 (0.0841)	0.800*** (0.0542)	0.799** (0.0724)	0.925 (0.117)	0.985 (0.110)	0.669*** (0.0506)
RMBH	0.959 (0.0522)	0.735*** (0.0442)	0.648*** (0.0501)	0.741*** (0.0424)	0.793*** (0.0613)	0.844 (0.0941)	0.816** (0.0821)	0.767*** (0.0473)
RMRJ	0.597*** (0.0353)	0.515*** (0.0333)	0.486*** (0.0409)	0.363*** (0.0241)	0.503*** (0.0422)	0.625*** (0.0726)	0.606*** (0.0651)	0.417*** (0.0289)

(continua)

Tabela 6: Estimativas para Transições a partir da Formalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo
RMSP	0.995 (0.0544)	0.627*** (0.0390)	0.814*** (0.0616)	0.565*** (0.0347)	0.764*** (0.0584)	0.584*** (0.0673)	1.017 (0.0991)	0.607*** (0.0388)
RMPoA	0.871** (0.0532)	0.809*** (0.0536)	0.748*** (0.0633)	0.838*** (0.0538)	0.675*** (0.0570)	0.715*** (0.0871)	0.976 (0.104)	0.818*** (0.0539)
2003	1.001 (0.0707)	0.948 (0.0806)	0.897 (0.0860)	0.846** (0.0722)	0.744*** (0.0764)	1.004 (0.148)	0.794* (0.0986)	0.826** (0.0723)
2004	0.918 (0.0648)	0.689*** (0.0612)	0.640*** (0.0641)	0.877 (0.0736)	0.754*** (0.0758)	0.737** (0.113)	0.629*** (0.0803)	0.738*** (0.0648)
2005	0.840** (0.0601)	0.886 (0.0755)	0.702*** (0.0694)	0.801*** (0.0680)	0.729*** (0.0739)	0.749* (0.114)	0.702*** (0.0876)	0.749*** (0.0654)
2006	0.792*** (0.0564)	0.738*** (0.0641)	0.705*** (0.0684)	0.833** (0.0693)	0.698*** (0.0703)	0.648*** (0.0993)	0.641*** (0.0801)	0.768*** (0.0660)
2007	0.739*** (0.0534)	0.841** (0.0717)	0.507*** (0.0527)	0.810** (0.0677)	0.655*** (0.0665)	0.750* (0.113)	0.550*** (0.0703)	0.887 (0.0749)
2008	0.767*** (0.0543)	0.917 (0.0757)	0.611*** (0.0599)	0.914 (0.0741)	0.728*** (0.0720)	0.792 (0.117)	0.717*** (0.0863)	0.949 (0.0784)
2009	0.692*** (0.0499)	0.844** (0.0708)	0.570*** (0.0567)	0.745*** (0.0618)	0.651*** (0.0652)	0.819 (0.119)	0.552*** (0.0689)	0.784*** (0.0663)
2010	0.702*** (0.0504)	0.908 (0.0752)	0.461*** (0.0478)	0.793*** (0.0654)	0.618*** (0.0618)	0.778* (0.112)	0.600*** (0.0742)	0.994 (0.0814)
Fev	0.987 (0.0709)	1.200** (0.0995)	1.272** (0.141)	0.962 (0.0785)	1.128 (0.116)	0.984 (0.147)	1.209 (0.152)	0.985 (0.0810)
Mar	0.960 (0.0684)	1.046 (0.0879)	1.122 (0.126)	0.883 (0.0724)	1.032 (0.108)	1.255 (0.178)	0.883 (0.119)	0.934 (0.0777)
Abr	0.838** (0.0629)	0.990 (0.0860)	1.246** (0.138)	0.863* (0.0723)	0.971 (0.105)	0.883 (0.138)	1.049 (0.137)	0.895 (0.0760)

(continua)

Tabela 6: Estimativas para Transições a partir da Formalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo	Formal- Informal	Formal-C. Própria	Formal- Desocup.	Formal- Inativo
Mai	0.828** (0.0608)	0.969 (0.0824)	1.189 (0.131)	0.848** (0.0698)	1.131 (0.116)	0.993 (0.147)	1.244* (0.155)	0.978 (0.0801)
Jun	0.897 (0.0633)	0.947 (0.0798)	1.169 (0.127)	0.903 (0.0719)	1.098 (0.110)	1.044 (0.149)	0.895 (0.117)	0.930 (0.0751)
Jul	0.862** (0.0616)	0.911 (0.0775)	1.085 (0.119)	0.871* (0.0704)	0.931 (0.0959)	0.892 (0.132)	1.029 (0.129)	0.902 (0.0728)
Ago	0.959 (0.0679)	0.964 (0.0818)	1.246** (0.135)	0.847** (0.0694)	0.988 (0.103)	0.851 (0.130)	1.102 (0.138)	0.894 (0.0737)
Set	0.972 (0.0670)	0.982 (0.0812)	1.047 (0.115)	0.933 (0.0732)	1.018 (0.102)	0.989 (0.141)	0.935 (0.118)	0.855* (0.0688)
Out	0.965 (0.0671)	0.929 (0.0786)	1.128 (0.123)	0.837** (0.0679)	1.049 (0.105)	1.099 (0.155)	1.091 (0.135)	0.934 (0.0752)
Nov	0.951 (0.0660)	1.042 (0.0852)	1.068 (0.117)	0.834** (0.0673)	0.896 (0.0933)	1.039 (0.148)	0.762** (0.102)	0.928 (0.0741)
Dez	0.888* (0.0636)	1.087 (0.0896)	1.029 (0.116)	1.016 (0.0801)	1.101 (0.111)	0.932 (0.139)	0.734** (0.100)	0.940 (0.0763)
Constante	0.548* (0.178)	0.0598*** (0.0230)	0.340** (0.163)	1.742 (0.611)	1.463 (0.689)	0.0523*** (0.0374)	0.274** (0.179)	7.662*** (2.863)
Observações	85,116	85,116	85,116	85,116	48,321	48,321	48,321	48,321

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 7: Estimativas para Transições a partir da Informalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
Não Branco	0.976 (0.0362)	1.004 (0.0374)	1.145 (0.0960)	1.008 (0.0610)	0.969 (0.0497)	1.044 (0.0580)	1.132 (0.111)	1.063 (0.0615)
Pessoa de ref.	0.940 (0.0427)	0.994 (0.0449)	0.818** (0.0814)	0.861** (0.0606)	0.984 (0.0624)	1.070 (0.0727)	1.096 (0.135)	0.780*** (0.0556)
Idade	1.007 (0.0132)	1.094*** (0.0146)	1.012 (0.0283)	0.859*** (0.0161)	0.975 (0.0182)	1.094*** (0.0226)	0.989 (0.0377)	0.931*** (0.0183)
Idade ao quadrado	1.000 (0.000155)	0.999*** (0.000154)	1.000 (0.000333)	1.002*** (0.000211)	1.000 (0.000229)	0.999*** (0.000244)	1.000 (0.000480)	1.001*** (0.000231)
4 a 7 anos de estudo	1.289*** (0.0848)	1.051 (0.0609)	0.945 (0.116)	1.014 (0.0877)	1.062 (0.131)	1.089 (0.133)	0.967 (0.207)	0.937 (0.101)
8 a 10 anos de estudo	1.382*** (0.103)	1.002 (0.0676)	1.192 (0.172)	0.917 (0.0966)	1.042 (0.138)	1.149 (0.148)	1.199 (0.276)	0.831 (0.0990)
11 a 14 anos de estudo	1.543*** (0.121)	0.979 (0.0702)	1.243 (0.196)	0.868 (0.0965)	1.492*** (0.206)	0.922 (0.125)	1.381 (0.346)	0.753** (0.0942)
15 ou mais anos de estudo	1.728*** (0.157)	0.856* (0.0752)	0.772 (0.185)	0.709** (0.105)	1.694*** (0.249)	0.997 (0.146)	1.132 (0.329)	0.555*** (0.0826)
Idade da pessoa de ref.	0.996** (0.00191)	0.997 (0.00204)	1.009** (0.00385)	1.020*** (0.00296)	1.001 (0.00227)	1.000 (0.00276)	1.006 (0.00409)	0.996 (0.00272)
Tipo de família	0.961 (0.0402)	1.062 (0.0460)	1.182* (0.104)	1.327*** (0.0873)	1.027 (0.0557)	0.914 (0.0564)	1.282** (0.127)	0.849** (0.0541)
Capital humano	1.029 (0.0284)	1.023 (0.0264)	0.986 (0.0558)	1.038 (0.0407)	1.028 (0.0510)	1.133** (0.0557)	0.906 (0.0802)	0.990 (0.0453)
Prop. crianças no dom.	1.008 (0.128)	0.998 (0.131)	0.571* (0.171)	0.293*** (0.0739)	0.871 (0.154)	0.884 (0.185)	0.779 (0.254)	1.510** (0.314)
Total de pessoas no domicílio	0.993 (0.0117)	0.999 (0.0120)	1.006 (0.0239)	1.013 (0.0186)	0.994 (0.0168)	0.965* (0.0187)	1.040 (0.0311)	1.026 (0.0193)

(continua)

Tabela 7: Estimativas para Transições a partir da Informalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
Renda domiciliar per capita	1.000*	1.000***	1.000***	1.000***	1.000**	1.000**	1.000***	1.000***
	(1.46e-05)	(1.67e-05)	(9.72e-05)	(5.45e-05)	(1.76e-05)	(2.18e-05)	(0.000117)	(3.09e-05)
De 31 dias a menos de 1 ano no emprego	0.748***	0.797**	0.623***	0.650***	0.603***	0.799	0.392***	0.640***
	(0.0621)	(0.0769)	(0.0802)	(0.0765)	(0.0723)	(0.135)	(0.0618)	(0.0843)
De 1 a menos de 2 anos no emprego	0.539***	0.799**	0.396***	0.524***	0.405***	0.769	0.238***	0.379***
	(0.0500)	(0.0846)	(0.0626)	(0.0708)	(0.0527)	(0.136)	(0.0439)	(0.0551)
2 anos ou mais no emprego	0.409***	0.903	0.159***	0.313***	0.370***	0.929	0.117***	0.288***
	(0.0331)	(0.0834)	(0.0219)	(0.0366)	(0.0439)	(0.153)	(0.0200)	(0.0379)
C. Civil	1.049	2.100***	1.461***	1.451***	1.331	0.887	2.516**	0.855
	(0.0622)	(0.124)	(0.177)	(0.131)	(0.300)	(0.240)	(0.907)	(0.248)
Comércio	0.835***	1.056	0.716***	0.877	1.112	0.794***	1.189	1.110
	(0.0407)	(0.0562)	(0.0826)	(0.0707)	(0.0757)	(0.0571)	(0.151)	(0.0808)
Serviços	0.852***	1.195***	0.949	0.991	0.941	0.780***	0.945	0.843**
	(0.0414)	(0.0646)	(0.106)	(0.0806)	(0.0598)	(0.0527)	(0.115)	(0.0602)
Outros	0.778*	1.128	0.469*	0.960	0.602	0.362**	1.099	1.297
	(0.116)	(0.157)	(0.194)	(0.209)	(0.230)	(0.162)	(0.592)	(0.375)
Tamanho do Estab.: 6 a 10 pessoas	1.619***	0.762***	1.251	1.108	1.719***	0.597***	1.148	0.924
	(0.101)	(0.0532)	(0.172)	(0.115)	(0.127)	(0.0543)	(0.164)	(0.0798)
Tamanho do Estab.: 11 ou mais pessoas	2.080***	0.859***	1.453***	1.308***	2.283***	0.699***	1.499***	1.145**
	(0.0740)	(0.0320)	(0.118)	(0.0751)	(0.114)	(0.0392)	(0.144)	(0.0645)
RMSal	0.767***	0.674***	0.650***	0.545***	0.877	0.880	1.065	0.658***
	(0.0581)	(0.0503)	(0.0894)	(0.0598)	(0.0901)	(0.0984)	(0.181)	(0.0715)
RMBH	0.982	0.772***	0.441***	0.624***	1.204**	1.084	0.775	0.688***
	(0.0625)	(0.0484)	(0.0563)	(0.0561)	(0.110)	(0.107)	(0.129)	(0.0656)
RMRJ	0.465***	0.441***	0.229***	0.203***	0.685***	0.653***	0.459***	0.339***
	(0.0300)	(0.0274)	(0.0312)	(0.0204)	(0.0617)	(0.0639)	(0.0797)	(0.0335)

(continua)

Tabela 7: Estimativas para Transições a partir da Informalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
RMSP	0.736*** (0.0457)	0.659*** (0.0400)	0.587*** (0.0677)	0.449*** (0.0402)	0.916 (0.0804)	0.826** (0.0793)	1.106 (0.167)	0.575*** (0.0529)
RMPoA	0.902 (0.0632)	0.784*** (0.0537)	0.531*** (0.0769)	0.582*** (0.0599)	1.168 (0.114)	0.928 (0.100)	0.801 (0.148)	0.700*** (0.0734)
2003	0.925 (0.0766)	0.897 (0.0710)	0.940 (0.145)	0.918 (0.118)	0.794* (0.0952)	0.772** (0.0927)	0.581*** (0.118)	0.868 (0.114)
2004	0.762*** (0.0623)	0.663*** (0.0526)	0.598*** (0.0971)	0.733** (0.0942)	0.753** (0.0878)	0.542*** (0.0653)	0.572*** (0.114)	0.697*** (0.0913)
2005	0.784*** (0.0648)	0.707*** (0.0566)	0.610*** (0.0995)	0.807* (0.104)	0.662*** (0.0782)	0.620*** (0.0745)	0.544*** (0.109)	0.719** (0.0944)
2006	0.746*** (0.0619)	0.665*** (0.0533)	0.632*** (0.102)	0.769** (0.0992)	0.714*** (0.0838)	0.549*** (0.0664)	0.553*** (0.111)	0.733** (0.0958)
2007	0.889 (0.0726)	0.656*** (0.0532)	0.526*** (0.0902)	0.730** (0.0948)	0.768** (0.0892)	0.489*** (0.0595)	0.460*** (0.0947)	0.674*** (0.0884)
2008	0.885 (0.0731)	0.665*** (0.0540)	0.565*** (0.0961)	0.775* (0.101)	0.791** (0.0916)	0.562*** (0.0675)	0.597*** (0.118)	0.762** (0.0998)
2009	0.893 (0.0749)	0.719*** (0.0589)	0.336*** (0.0654)	0.630*** (0.0861)	0.750** (0.0882)	0.629*** (0.0751)	0.409*** (0.0863)	0.698*** (0.0926)
2010	1.049 (0.0878)	0.874 (0.0714)	0.536*** (0.0973)	0.780* (0.105)	0.775** (0.0916)	0.652*** (0.0784)	0.411*** (0.0883)	0.757** (0.100)
Fev	1.108 (0.0879)	0.963 (0.0788)	0.875 (0.154)	1.151 (0.149)	1.065 (0.118)	1.101 (0.131)	1.234 (0.294)	1.085 (0.132)
Mar	0.957 (0.0789)	1.134 (0.0922)	0.972 (0.166)	1.006 (0.133)	1.093 (0.120)	0.962 (0.116)	1.513* (0.341)	0.824 (0.103)
Abr	0.946 (0.0779)	1.008 (0.0831)	0.845 (0.151)	1.043 (0.138)	1.081 (0.120)	0.928 (0.112)	1.589** (0.360)	0.795* (0.102)

(continua)

Tabela 7: Estimativas para Transições a partir da Informalidade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo	Informal- Formal	Informal- C. Própria	Informal- Desocup.	Informal- Inativo
Mai	1.020 (0.0809)	0.949 (0.0766)	0.708* (0.128)	0.911 (0.120)	1.095 (0.119)	0.876 (0.108)	1.204 (0.282)	0.786* (0.100)
Jun	1.006 (0.0803)	1.099 (0.0869)	0.992 (0.167)	0.981 (0.127)	1.014 (0.111)	0.897 (0.107)	1.459* (0.330)	0.884 (0.108)
Jul	0.999 (0.0788)	1.001 (0.0798)	0.961 (0.159)	1.062 (0.134)	0.858 (0.0950)	0.877 (0.103)	1.534* (0.337)	0.958 (0.114)
Ago	1.060 (0.0837)	1.028 (0.0819)	0.883 (0.148)	0.899 (0.117)	0.963 (0.105)	1.005 (0.116)	1.242 (0.282)	0.793* (0.0973)
Set	0.943 (0.0735)	0.954 (0.0747)	0.779 (0.132)	1.024 (0.127)	0.951 (0.100)	0.780** (0.0912)	1.336 (0.291)	0.807* (0.0956)
Out	0.932 (0.0729)	0.894 (0.0711)	0.715* (0.125)	0.999 (0.126)	1.020 (0.108)	0.847 (0.0985)	1.185 (0.268)	0.766** (0.0928)
Nov	1.098 (0.0863)	1.026 (0.0822)	0.735* (0.131)	1.058 (0.135)	0.963 (0.102)	0.906 (0.104)	1.115 (0.252)	0.767** (0.0922)
Dez	0.980 (0.0792)	1.035 (0.0833)	0.724* (0.131)	1.187 (0.149)	1.157 (0.126)	1.080 (0.126)	1.129 (0.267)	0.965 (0.116)
Constante	1.147 (0.376)	0.128*** (0.0433)	0.618 (0.426)	3.197** (1.562)	1.695 (0.801)	0.104*** (0.0564)	1.466 (1.288)	8.404*** (4.307)
Observações	85,116	85,116	85,116	85,116	48,321	48,321	48,321	48,321

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 8: Estimativas para Transições a partir do Trabalho por Conta Própria, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo
Não Branco	1.086** (0.0443)	0.973 (0.0330)	1.161* (0.0993)	1.082* (0.0494)	0.965 (0.0675)	0.984 (0.0508)	1.097 (0.111)	0.964 (0.0358)
Pessoa de ref.	0.890** (0.0415)	0.918** (0.0370)	0.795** (0.0754)	0.775*** (0.0398)	1.079 (0.0911)	1.040 (0.0653)	1.410*** (0.169)	0.822*** (0.0368)
Idade	0.987 (0.0145)	0.970** (0.0118)	0.998 (0.0289)	0.886*** (0.0143)	0.985 (0.0258)	0.961** (0.0182)	0.958 (0.0367)	0.925*** (0.0124)
Idade ao quadrado	1.000 (0.000172)	1.000 (0.000139)	1.000 (0.000336)	1.002*** (0.000174)	1.000 (0.000315)	1.000 (0.000219)	1.000 (0.000459)	1.001*** (0.000150)
4 a 7 anos de estudo	1.269*** (0.0810)	1.124** (0.0562)	1.180 (0.128)	1.050 (0.0602)	1.935*** (0.389)	1.464*** (0.156)	1.128 (0.197)	0.994 (0.0556)
8 a 10 anos de estudo	1.522*** (0.111)	1.181*** (0.0693)	1.237 (0.166)	1.014 (0.0751)	2.586*** (0.547)	1.484*** (0.169)	1.057 (0.210)	0.895* (0.0573)
11 a 14 anos de estudo	1.923*** (0.151)	1.247*** (0.0779)	1.553*** (0.228)	1.009 (0.0807)	3.517*** (0.781)	1.842*** (0.216)	1.213 (0.258)	0.882* (0.0599)
15 ou mais anos de estudo	2.340*** (0.223)	1.446*** (0.112)	1.464* (0.310)	1.090 (0.122)	5.154*** (1.203)	1.964*** (0.254)	1.338 (0.358)	0.663*** (0.0624)
Idade da pessoa de ref.	0.992*** (0.00207)	0.997 (0.00182)	1.013*** (0.00386)	1.016*** (0.00237)	1.007** (0.00324)	1.006** (0.00254)	1.008* (0.00489)	0.998 (0.00195)
Tipo de família	0.870*** (0.0396)	0.925** (0.0356)	1.163* (0.0981)	1.277*** (0.0631)	1.375*** (0.104)	1.117* (0.0639)	1.414*** (0.149)	0.785*** (0.0337)
Capital humano	1.024 (0.0285)	1.059** (0.0238)	0.903** (0.0459)	1.045 (0.0284)	0.973 (0.0657)	1.030 (0.0428)	1.007 (0.0741)	0.979 (0.0243)
Prop. crianças no dom.	1.201 (0.165)	1.324** (0.156)	1.151 (0.339)	0.443*** (0.0894)	0.825 (0.195)	0.844 (0.158)	0.787 (0.245)	1.386** (0.198)
Total de pessoas no domicílio	1.021* (0.0125)	1.037*** (0.0107)	1.023 (0.0226)	1.000 (0.0142)	1.043* (0.0235)	1.077*** (0.0172)	1.090*** (0.0363)	1.078*** (0.0129)

(continua)

Tabela 8: Estimativas para Transições a partir do Trabalho por Conta Própria, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo
Renda domiciliar per capita	1.000** (1.54e-05)	1.000 (1.34e-05)	1.000*** (0.000104)	1.000*** (5.02e-05)	1.000*** (2.18e-05)	1.000*** (1.70e-05)	1.000*** (0.000111)	1.000*** (3.51e-05)
De 31 dias a menos de 1 ano no emprego	0.852 (0.105)	0.866 (0.110)	0.759 (0.138)	0.780* (0.113)	0.643* (0.154)	1.043 (0.255)	0.486*** (0.120)	0.754* (0.115)
De 1 a menos de 2 anos no emprego	0.590*** (0.0773)	0.765** (0.101)	0.491*** (0.102)	0.574*** (0.0898)	0.481*** (0.119)	0.798 (0.199)	0.264*** (0.0700)	0.545*** (0.0853)
2 anos ou mais no emprego	0.296*** (0.0346)	0.537*** (0.0643)	0.226*** (0.0393)	0.328*** (0.0444)	0.336*** (0.0779)	0.703 (0.168)	0.150*** (0.0360)	0.350*** (0.0518)
C. Civil	1.428*** (0.0949)	0.929 (0.0518)	1.313** (0.167)	1.128 (0.0835)	1.094 (0.427)	1.868** (0.471)	0.698 (0.502)	1.533** (0.302)
Comércio	0.794*** (0.0528)	0.912* (0.0480)	0.639*** (0.0836)	0.889* (0.0630)	0.808** (0.0670)	1.112* (0.0678)	1.176 (0.143)	0.960 (0.0380)
Serviços	0.926 (0.0622)	0.890** (0.0484)	0.828 (0.110)	0.895 (0.0669)	0.903 (0.0729)	1.193*** (0.0738)	1.025 (0.135)	0.787*** (0.0353)
Outros	1.103 (0.161)	0.848 (0.109)	0.878 (0.247)	1.376** (0.182)	0.809 (0.481)	2.104** (0.637)	3.011** (1.307)	1.262 (0.274)
Tamanho do Estab.: 6 a 10 pessoas	2.995*** (0.557)	1.919*** (0.344)	0.326 (0.332)	1.256 (0.411)	3.187*** (0.980)	2.885*** (0.691)	1.170 (0.864)	0.963 (0.281)
Tamanho do Estab.: 11 ou mais pessoas	1.603*** (0.133)	1.384*** (0.0985)	1.125 (0.183)	1.054 (0.115)	2.190*** (0.277)	1.627*** (0.171)	1.547** (0.296)	1.143 (0.106)
RMSal	0.733*** (0.0520)	0.736*** (0.0470)	0.770** (0.0848)	0.538*** (0.0399)	0.864 (0.107)	0.754*** (0.0708)	1.385** (0.193)	0.593*** (0.0348)
RMBH	0.947 (0.0582)	1.043 (0.0565)	0.438*** (0.0512)	0.630*** (0.0400)	1.087 (0.122)	1.104 (0.0912)	0.892 (0.134)	0.643*** (0.0347)
RMRJ	0.424*** (0.0276)	0.540*** (0.0298)	0.183*** (0.0239)	0.212*** (0.0154)	0.648*** (0.0731)	0.670*** (0.0559)	0.427*** (0.0703)	0.264*** (0.0153)

(continua)

Tabela 8: Estimativas para Transições a partir do Trabalho por Conta Própria, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo
RMSP	0.716*** (0.0462)	1.051 (0.0563)	0.529*** (0.0601)	0.529*** (0.0351)	0.976 (0.113)	1.290*** (0.107)	0.949 (0.149)	0.602*** (0.0339)
RMPoA	0.942 (0.0646)	0.931 (0.0555)	0.367*** (0.0529)	0.606*** (0.0439)	1.176 (0.143)	1.110 (0.101)	0.664** (0.124)	0.639*** (0.0391)
2003	0.896 (0.0782)	0.882* (0.0620)	0.620*** (0.0839)	0.881 (0.0827)	0.707** (0.104)	0.839 (0.0919)	0.703* (0.135)	0.781*** (0.0647)
2004	0.896 (0.0776)	0.871** (0.0607)	0.496*** (0.0700)	0.909 (0.0835)	0.546*** (0.0806)	0.706*** (0.0763)	0.541*** (0.106)	0.630*** (0.0520)
2005	0.839** (0.0734)	0.779*** (0.0551)	0.457*** (0.0654)	0.673*** (0.0645)	0.673*** (0.0969)	0.732*** (0.0792)	0.699* (0.134)	0.690*** (0.0565)
2006	0.844* (0.0735)	0.780*** (0.0549)	0.436*** (0.0627)	0.753*** (0.0707)	0.669*** (0.0960)	0.746*** (0.0804)	0.578*** (0.114)	0.709*** (0.0577)
2007	0.958 (0.0831)	0.841** (0.0593)	0.294*** (0.0485)	0.672*** (0.0646)	0.703** (0.100)	0.643*** (0.0706)	0.436*** (0.0912)	0.716*** (0.0581)
2008	1.070 (0.0913)	0.780*** (0.0553)	0.316*** (0.0498)	0.758*** (0.0711)	0.770* (0.109)	0.767** (0.0829)	0.575*** (0.116)	0.782*** (0.0640)
2009	1.157* (0.0980)	0.732*** (0.0527)	0.266*** (0.0446)	0.568*** (0.0560)	0.796 (0.111)	0.779** (0.0832)	0.442*** (0.0945)	0.687*** (0.0567)
2010	1.119 (0.0971)	0.810*** (0.0585)	0.194*** (0.0372)	0.708*** (0.0683)	0.985 (0.135)	0.750*** (0.0812)	0.542*** (0.113)	0.748*** (0.0618)
Fev	0.895 (0.0749)	0.850** (0.0612)	0.963 (0.155)	0.861 (0.0820)	1.187 (0.171)	0.971 (0.103)	1.230 (0.286)	0.886 (0.0699)
Mar	0.889 (0.0757)	0.938 (0.0670)	0.810 (0.137)	0.811** (0.0793)	0.832 (0.126)	0.772** (0.0848)	1.592** (0.347)	0.851** (0.0669)
Abr	0.831** (0.0725)	0.893 (0.0653)	1.039 (0.171)	0.904 (0.0882)	0.966 (0.146)	0.884 (0.0967)	1.527* (0.343)	0.897 (0.0710)

(continua)

Tabela 8: Estimativas para Transições a partir do Trabalho por Conta Própria, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo	C. Própria- Formal	C. Própria- Informal	C. Própria- Desocup.	C. Própria- Inativo
Mai	0.809** (0.0699)	0.851** (0.0617)	0.921 (0.153)	0.778** (0.0769)	0.918 (0.138)	0.837 (0.0907)	1.367 (0.308)	0.874* (0.0682)
Jun	0.822** (0.0682)	0.780*** (0.0553)	0.809 (0.131)	0.824** (0.0768)	0.998 (0.145)	0.925 (0.0962)	1.460* (0.319)	0.836** (0.0646)
Jul	0.804*** (0.0674)	0.869** (0.0610)	0.843 (0.136)	0.865 (0.0813)	1.089 (0.155)	0.975 (0.100)	1.355 (0.305)	0.968 (0.0736)
Ago	0.898 (0.0756)	0.885* (0.0633)	0.600*** (0.107)	0.906 (0.0858)	0.996 (0.146)	0.834* (0.0891)	1.099 (0.252)	0.861* (0.0661)
Set	0.868* (0.0709)	0.983 (0.0670)	0.635*** (0.107)	0.781*** (0.0738)	1.163 (0.160)	0.910 (0.0936)	0.978 (0.228)	0.946 (0.0706)
Out	0.933 (0.0761)	0.911 (0.0631)	0.805 (0.132)	0.831** (0.0784)	1.052 (0.149)	0.899 (0.0938)	1.037 (0.241)	0.851** (0.0655)
Nov	0.869* (0.0714)	0.804*** (0.0571)	0.604*** (0.104)	0.904 (0.0834)	0.968 (0.138)	0.852 (0.0886)	1.492* (0.321)	0.831** (0.0634)
Dez	0.932 (0.0777)	0.819*** (0.0591)	0.410*** (0.0788)	0.900 (0.0842)	1.097 (0.156)	0.930 (0.0970)	0.911 (0.220)	0.845** (0.0652)
Constante	1.345 (0.495)	1.236 (0.393)	1.027 (0.719)	2.342** (0.996)	0.266** (0.176)	0.297** (0.153)	0.915 (0.829)	9.100*** (3.254)
Observações	40,986	40,986	40,986	40,986	26,692	26,692	26,692	26,692

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 9: Estimativas para Transições a partir da Desocupação, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo
Não Branco	1.036 (0.0760)	0.985 (0.0839)	0.884 (0.0734)	0.910 (0.0731)	0.930 (0.0645)	0.772*** (0.0677)	0.904 (0.0810)	0.907* (0.0512)
Pessoa de ref.	1.297*** (0.122)	1.268** (0.140)	1.249** (0.130)	0.901 (0.0904)	1.111 (0.102)	1.237* (0.137)	1.191 (0.134)	0.909 (0.0669)
Idade	1.094*** (0.0310)	1.005 (0.0325)	1.093*** (0.0329)	0.959 (0.0265)	1.070** (0.0345)	0.961 (0.0346)	1.084** (0.0395)	0.981 (0.0224)
Idade ao quadrado	0.999*** (0.000352)	1.000 (0.000398)	0.999** (0.000362)	1.001*** (0.000331)	0.999*** (0.000425)	1.000 (0.000465)	0.999 (0.000457)	1.001** (0.000291)
4 a 7 anos de estudo	1.388** (0.187)	0.974 (0.131)	1.051 (0.136)	1.171 (0.149)	1.230 (0.212)	1.264 (0.256)	1.038 (0.171)	0.981 (0.101)
8 a 10 anos de estudo	1.614*** (0.237)	0.768* (0.119)	0.924 (0.138)	0.904 (0.132)	1.453** (0.268)	1.767*** (0.385)	0.902 (0.170)	0.837 (0.0975)
11 a 14 anos de estudo	1.655*** (0.262)	0.807 (0.135)	0.784 (0.129)	0.807 (0.126)	2.125*** (0.416)	1.808** (0.424)	0.807 (0.163)	0.684*** (0.0872)
15 ou mais anos de estudo	1.373* (0.263)	0.644** (0.141)	0.840 (0.171)	0.839 (0.162)	2.568*** (0.559)	2.009*** (0.528)	0.931 (0.224)	0.614*** (0.0957)
Idade da pessoa de ref.	0.990*** (0.00323)	0.996 (0.00384)	0.988*** (0.00387)	1.006 (0.00351)	0.995 (0.00294)	0.997 (0.00363)	0.994 (0.00392)	0.995** (0.00242)
Tipo de família	0.994 (0.0726)	1.065 (0.0909)	1.283*** (0.108)	1.417*** (0.112)	1.099 (0.0802)	1.115 (0.0988)	0.972 (0.0932)	0.812*** (0.0489)
Capital humano	1.078 (0.0617)	0.911 (0.0551)	0.861** (0.0505)	0.972 (0.0560)	1.234*** (0.0868)	1.120 (0.0944)	1.083 (0.0800)	1.083* (0.0510)
Prop. crianças no dom.	1.941** (0.525)	1.362 (0.428)	1.964** (0.603)	0.773 (0.253)	0.710 (0.162)	0.615* (0.173)	1.080 (0.328)	1.774*** (0.323)
Total de pessoas no domicílio	1.047** (0.0235)	1.078*** (0.0266)	1.063** (0.0262)	1.048* (0.0253)	1.003 (0.0211)	1.060** (0.0249)	0.964 (0.0264)	1.002 (0.0163)

(continua)

Tabela 9: Estimativas para Transições a partir da Desocupação, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo
Renda domiciliar per capita	1.000 (9.02e-05)	1.000 (0.000117)	1.000** (9.77e-05)	1.000 (9.54e-05)	1.000 (7.18e-05)	1.000 (9.28e-05)	1.000* (0.000115)	1.000*** (6.68e-05)
Tempo de procura: 31 dias a 6 meses	1.067 (0.0862)	0.886 (0.0830)	0.941 (0.0870)	0.891 (0.0805)	1.073 (0.0841)	0.990 (0.0960)	1.169 (0.124)	0.931 (0.0618)
Tempo de procura: 7 a 11 meses	0.907 (0.109)	0.813 (0.114)	0.736** (0.105)	0.731** (0.101)	0.750** (0.0918)	0.762* (0.115)	1.109 (0.173)	0.892 (0.0851)
Tempo de procura: 1 ano a menos de 2 anos	0.742** (0.0886)	0.718** (0.100)	0.906 (0.119)	0.974 (0.121)	0.691*** (0.0774)	0.685*** (0.0947)	0.856 (0.128)	0.847* (0.0744)
Tempo de procura: 2 anos ou mais	0.518*** (0.0637)	0.710** (0.0949)	0.795* (0.101)	1.129 (0.132)	0.578*** (0.0685)	0.811 (0.109)	1.070 (0.148)	0.881 (0.0761)
RMSal	0.835 (0.0944)	0.712** (0.0938)	0.692*** (0.0857)	0.669*** (0.0772)	0.620*** (0.0756)	0.633*** (0.0879)	0.881 (0.125)	0.490*** (0.0434)
RMBH	2.141*** (0.253)	1.381** (0.188)	1.067 (0.140)	0.939 (0.119)	2.170*** (0.265)	1.197 (0.175)	1.458** (0.222)	0.777** (0.0778)
RMRJ	0.891 (0.101)	0.777* (0.102)	0.703*** (0.0870)	0.523*** (0.0625)	0.748** (0.0878)	0.456*** (0.0659)	0.580*** (0.0855)	0.457*** (0.0398)
RMSP	1.196* (0.128)	1.296** (0.154)	0.701*** (0.0823)	0.638*** (0.0721)	1.189 (0.134)	0.910 (0.119)	0.589*** (0.0872)	0.564*** (0.0492)
RMPoA	1.956*** (0.258)	1.104 (0.172)	0.902 (0.134)	0.877 (0.126)	2.045*** (0.269)	1.121 (0.177)	0.801 (0.141)	0.700*** (0.0759)
2003	1.079 (0.152)	1.417** (0.223)	1.208 (0.180)	1.304* (0.196)	0.788 (0.120)	0.834 (0.149)	1.125 (0.208)	1.055 (0.123)
2004	1.137 (0.164)	1.489** (0.240)	1.130 (0.174)	1.260 (0.196)	0.851 (0.130)	0.888 (0.158)	0.958 (0.182)	1.170 (0.137)
2005	1.250 (0.184)	1.369* (0.230)	0.924 (0.151)	1.383** (0.218)	0.960 (0.149)	0.961 (0.174)	1.103 (0.211)	1.229* (0.148)

(continua)

Tabela 9: Estimativas para Transições a partir da Desocupação, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo
2006	1.515*** (0.216)	1.385** (0.229)	1.283 (0.200)	1.307* (0.205)	0.814 (0.124)	0.862 (0.155)	0.910 (0.175)	1.108 (0.131)
2007	1.608*** (0.238)	1.317 (0.227)	1.024 (0.170)	1.236 (0.201)	1.256 (0.190)	0.990 (0.180)	1.033 (0.200)	1.153 (0.141)
2008	1.715*** (0.265)	1.296 (0.237)	1.097 (0.191)	1.554*** (0.261)	1.312* (0.204)	0.921 (0.176)	1.088 (0.221)	1.387*** (0.174)
2009	2.269*** (0.346)	1.585** (0.289)	1.247 (0.220)	1.454** (0.253)	1.542*** (0.241)	1.126 (0.214)	1.038 (0.216)	1.430*** (0.184)
2010	2.727*** (0.445)	1.304 (0.263)	1.267 (0.239)	1.563** (0.286)	1.590*** (0.251)	0.940 (0.186)	0.772 (0.170)	1.353** (0.176)
Fev	1.039 (0.168)	0.857 (0.161)	0.957 (0.178)	1.008 (0.175)	0.800 (0.127)	0.802 (0.153)	0.772 (0.155)	0.660*** (0.0876)
Mar	1.004 (0.162)	0.849 (0.158)	0.897 (0.166)	0.897 (0.156)	0.697** (0.112)	0.689* (0.133)	0.640** (0.130)	0.718** (0.0935)
Abr	0.870 (0.140)	0.711* (0.134)	0.939 (0.169)	0.767 (0.132)	0.695** (0.111)	0.683** (0.132)	0.792 (0.157)	0.691*** (0.0902)
Mai	1.083 (0.177)	0.867 (0.164)	0.847 (0.161)	1.002 (0.175)	0.768* (0.122)	0.694* (0.133)	0.694* (0.140)	0.662*** (0.0862)
Jun	1.029 (0.162)	1.012 (0.180)	1.092 (0.192)	0.791 (0.135)	0.746* (0.117)	0.739 (0.140)	0.701* (0.140)	0.756** (0.0972)
Jul	1.056 (0.169)	1.049 (0.189)	0.907 (0.165)	0.862 (0.148)	0.830 (0.130)	0.709* (0.136)	0.634** (0.128)	0.706*** (0.0911)
Ago	0.904 (0.142)	0.810 (0.146)	0.899 (0.160)	0.821 (0.139)	0.714** (0.112)	0.548*** (0.107)	0.561*** (0.113)	0.686*** (0.0873)
Set	1.253 (0.198)	1.027 (0.186)	1.058 (0.190)	0.786 (0.136)	0.766* (0.119)	0.745 (0.140)	0.771 (0.150)	0.701*** (0.0901)

(continua)

Tabela 9: Estimativas para Transições a partir da Desocupação, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo	Desocup- Formal	Desocup- Informal	Desocup- C. Própria	Desocup- Inativo
Out	1.151 (0.183)	1.021 (0.184)	1.027 (0.187)	0.950 (0.164)	0.944 (0.147)	0.824 (0.155)	0.751 (0.148)	0.819 (0.105)
Nov	1.209 (0.195)	1.066 (0.195)	1.160 (0.210)	0.849 (0.150)	0.951 (0.150)	0.602** (0.120)	0.694* (0.141)	0.836 (0.109)
Dez	1.303 (0.221)	1.023 (0.200)	1.112 (0.216)	1.040 (0.191)	1.024 (0.177)	0.964 (0.198)	0.677* (0.157)	1.191 (0.167)
Constante	0.106*** (0.0689)	1.012 (0.738)	0.238** (0.168)	0.837 (0.556)	0.0789*** (0.0559)	0.618 (0.505)	0.0752*** (0.0615)	3.026** (1.539)
Observações	9,024	9,024	9,024	9,024	11,225	11,225	11,225	11,225

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 10: Estimativas para Transições a partir da Inatividade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup
Não Branco	1.115** (0.0532)	1.147** (0.0633)	0.958 (0.0433)	1.093 (0.0696)	1.075* (0.0414)	0.983 (0.0439)	1.046 (0.0324)	1.273*** (0.0494)
Pessoa de ref.	0.998 (0.0567)	0.966 (0.0648)	1.117** (0.0597)	0.934 (0.0764)	1.196*** (0.0563)	1.193*** (0.0652)	1.127*** (0.0411)	1.250*** (0.0607)
Idade	1.048*** (0.0163)	0.940*** (0.0163)	1.091*** (0.0167)	1.041* (0.0214)	1.005 (0.0134)	1.011 (0.0153)	1.110*** (0.0119)	1.054*** (0.0157)
Idade ao quadrado	0.999*** (0.000178)	1.000 (0.000194)	0.999*** (0.000166)	0.999*** (0.000238)	0.999*** (0.000160)	0.999*** (0.000175)	0.999*** (0.000120)	0.998*** (0.000183)
4 a 7 anos de estudo	1.521*** (0.110)	1.338*** (0.100)	1.122** (0.0626)	1.517*** (0.143)	1.804*** (0.144)	1.419*** (0.109)	1.285*** (0.0562)	1.330*** (0.0859)
8 a 10 anos de estudo	1.889*** (0.155)	1.525*** (0.135)	1.005 (0.0721)	1.725*** (0.188)	2.632*** (0.228)	1.693*** (0.147)	1.450*** (0.0738)	1.746*** (0.127)
11 a 14 anos de estudo	2.156*** (0.179)	1.389*** (0.126)	0.928 (0.0685)	2.087*** (0.233)	3.876*** (0.352)	2.366*** (0.213)	1.394*** (0.0753)	2.414*** (0.186)
15 ou mais anos de estudo	2.357*** (0.255)	1.447*** (0.181)	0.992 (0.101)	2.634*** (0.378)	4.862*** (0.503)	3.083*** (0.324)	1.241*** (0.0957)	2.649*** (0.263)
Idade da pessoa de ref.	0.979*** (0.00216)	0.990*** (0.00256)	0.989*** (0.00228)	0.996 (0.00283)	1.003* (0.00174)	1.000 (0.00206)	0.996** (0.00152)	1.004** (0.00178)
Tipo de família	0.718*** (0.0359)	0.876** (0.0495)	0.949 (0.0454)	0.960 (0.0613)	1.366*** (0.0569)	1.280*** (0.0639)	0.979 (0.0345)	1.423*** (0.0600)
Capital humano	1.053 (0.0336)	0.995 (0.0344)	0.943** (0.0249)	1.000 (0.0429)	1.037 (0.0330)	1.016 (0.0343)	1.006 (0.0206)	0.915*** (0.0259)
Prop. crianças no dom.	2.504*** (0.511)	1.803** (0.466)	3.227*** (0.680)	1.760** (0.492)	0.440*** (0.0562)	0.418*** (0.0654)	0.790** (0.0903)	0.614*** (0.0759)
Total de pessoas no domicílio	0.988 (0.0140)	1.025 (0.0165)	0.993 (0.0138)	1.006 (0.0182)	1.012 (0.0125)	1.017 (0.0140)	0.989 (0.00931)	1.044*** (0.0118)

(continua)

Tabela 10: Estimativas para Transições a partir da Inatividade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup
Renda domiciliar per capita	1.000 (4.61e-05)	1.000 (4.35e-05)	1.000 (5.59e-05)	1.000** (7.20e-05)	1.000** (2.69e-05)	1.000 (2.82e-05)	1.000 (4.98e-05)	1.000*** (4.95e-05)
Tempo na Situação	0.165*** (0.00757)	0.192*** (0.0102)	0.191*** (0.00798)	0.212*** (0.0131)	0.233*** (0.00820)	0.322*** (0.0128)	0.345*** (0.00943)	0.341*** (0.0120)
RMSal	1.511*** (0.125)	1.485*** (0.142)	1.254*** (0.0971)	1.560*** (0.146)	1.499*** (0.106)	1.237** (0.103)	1.472*** (0.0723)	2.138*** (0.123)
RMBH	1.437*** (0.0973)	1.315*** (0.103)	0.953 (0.0594)	0.715*** (0.0634)	2.017*** (0.116)	1.633*** (0.107)	1.129*** (0.0488)	1.138** (0.0652)
RMRJ	1.099 (0.0856)	0.965 (0.0882)	0.856** (0.0603)	0.633*** (0.0646)	1.114* (0.0719)	1.000 (0.0729)	0.712*** (0.0337)	0.921 (0.0558)
RMSP	1.364*** (0.0992)	1.505*** (0.122)	0.966 (0.0642)	1.112 (0.0978)	1.603*** (0.0966)	1.528*** (0.103)	0.823*** (0.0382)	1.347*** (0.0762)
RMPoA	1.452*** (0.112)	1.327*** (0.118)	0.844** (0.0612)	0.664*** (0.0716)	2.326*** (0.146)	1.632*** (0.119)	0.950 (0.0469)	1.038 (0.0704)
2003	0.757*** (0.0807)	0.925 (0.105)	0.741*** (0.0684)	0.808* (0.0992)	0.956 (0.0840)	0.969 (0.0891)	0.860** (0.0528)	0.914 (0.0677)
2004	0.799** (0.0827)	0.790** (0.0903)	0.687*** (0.0632)	0.673*** (0.0828)	0.996 (0.0866)	0.943 (0.0864)	0.785*** (0.0487)	0.789*** (0.0592)
2005	0.801** (0.0834)	0.884 (0.0997)	0.709*** (0.0658)	0.760** (0.0922)	1.163* (0.1000)	1.085 (0.0986)	0.872** (0.0541)	0.832** (0.0635)
2006	0.834* (0.0852)	0.634*** (0.0744)	0.700*** (0.0639)	0.539*** (0.0682)	1.028 (0.0882)	0.893 (0.0823)	0.769*** (0.0479)	0.682*** (0.0527)
2007	0.881 (0.0901)	0.767** (0.0881)	0.666*** (0.0617)	0.521*** (0.0671)	1.193** (0.101)	0.932 (0.0860)	0.768*** (0.0482)	0.662*** (0.0522)
2008	0.922 (0.0939)	0.711*** (0.0823)	0.732*** (0.0670)	0.536*** (0.0686)	1.350*** (0.111)	0.838* (0.0779)	0.773*** (0.0479)	0.681*** (0.0528)

(continua)

Tabela 10: Estimativas para Transições a partir da Inatividade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup
2009	1.167 (0.116)	0.758** (0.0871)	0.678*** (0.0634)	0.410*** (0.0555)	1.398*** (0.116)	0.884 (0.0822)	0.829*** (0.0515)	0.660*** (0.0519)
2010	1.257** (0.126)	0.719*** (0.0857)	0.707*** (0.0666)	0.400*** (0.0565)	1.657*** (0.136)	0.877 (0.0824)	0.761*** (0.0483)	0.551*** (0.0459)
Fev	0.932 (0.0972)	0.808* (0.0969)	1.037 (0.101)	1.016 (0.141)	1.006 (0.0828)	0.876 (0.0830)	0.964 (0.0631)	1.052 (0.0856)
Mar	0.914 (0.0950)	0.742** (0.0894)	0.942 (0.0925)	0.903 (0.126)	0.900 (0.0768)	0.791** (0.0771)	0.984 (0.0643)	0.964 (0.0804)
Abr	1.043 (0.107)	0.806* (0.0973)	0.974 (0.0956)	1.124 (0.153)	0.997 (0.0833)	0.804** (0.0786)	0.880* (0.0591)	0.991 (0.0824)
Mai	0.951 (0.0982)	0.794* (0.0960)	0.829* (0.0847)	0.997 (0.140)	0.940 (0.0790)	0.826** (0.0795)	0.852** (0.0573)	0.992 (0.0818)
Jun	0.898 (0.0925)	0.856 (0.0986)	0.989 (0.0941)	0.999 (0.135)	1.019 (0.0821)	0.915 (0.0831)	0.910 (0.0583)	0.940 (0.0760)
Jul	0.949 (0.0958)	0.793** (0.0915)	1.017 (0.0960)	0.960 (0.129)	1.105 (0.0873)	0.925 (0.0848)	0.831*** (0.0547)	1.011 (0.0806)
Ago	0.975 (0.0999)	0.903 (0.105)	0.993 (0.0961)	1.129 (0.151)	0.987 (0.0814)	0.827** (0.0786)	0.879** (0.0578)	0.958 (0.0784)
Set	0.922 (0.0934)	0.963 (0.107)	0.951 (0.0914)	0.905 (0.125)	1.008 (0.0815)	0.920 (0.0839)	0.849** (0.0555)	0.874 (0.0719)
Out	0.883 (0.0894)	0.741*** (0.0862)	0.872 (0.0846)	0.795 (0.112)	0.983 (0.0802)	0.975 (0.0880)	0.974 (0.0619)	0.846** (0.0705)
Nov	1.090 (0.109)	0.841 (0.0971)	0.984 (0.0944)	0.860 (0.120)	1.053 (0.0853)	0.949 (0.0864)	1.005 (0.0639)	0.885 (0.0734)
Dez	1.042 (0.102)	0.811* (0.0929)	0.896 (0.0860)	0.743** (0.104)	1.175** (0.0929)	0.934 (0.0856)	0.921 (0.0598)	0.742*** (0.0635)

(continua)

Tabela 10: Estimativas para Transições a partir da Inatividade, por Sexo - RMs, 2002-2010

	Masculino				Feminino			
	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup	Inativo- Formal	Inativo- Informal	Inativo-C. Própria.	Inativo- Desocup
Constante	0.853 (0.331)	3.738*** (1.653)	0.305*** (0.120)	0.630 (0.323)	0.0713*** (0.0228)	0.0981*** (0.0358)	0.0355*** (0.00921)	0.151*** (0.0503)
Observações	35,125	35,125	35,125	35,125	105,159	105,159	105,159	105,159

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 11: Coeficientes Estimados para Ocupação Formal - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) MQO	(2) Logit	(3) Logit C.	(4) Logit C. Pond.
Pessoa de ref.	0.0720*** (0.00115)	0.383*** (0.00606)	0.0576* (0.0303)	0.0534* (0.0313)
4 a 7 anos de estudo	0.0263*** (0.00694)	0.239*** (0.0485)	-0.00727 (0.138)	0.0399 (0.143)
8 a 10 anos de estudo	0.0745*** (0.00760)	0.500*** (0.0497)	0.0472 (0.148)	0.0971 (0.153)
11 a 14 anos de estudo	0.203*** (0.00718)	1.110*** (0.0468)	0.311** (0.145)	0.312** (0.150)
15 ou mais anos de estudo	0.316*** (0.00987)	1.624*** (0.0562)	0.465*** (0.168)	0.569*** (0.173)
Escolaridade dom.	0.0128*** (0.000655)	0.0803*** (0.00423)	0.0418** (0.0188)	0.0387** (0.0193)
Prop. Crianças no dom.	-0.0475*** (0.00366)	-0.333*** (0.0179)	-0.423*** (0.0974)	-0.386*** (0.101)
Pessoas no dom.	-0.00317*** (0.000302)	-0.00863*** (0.00160)	-0.00814 (0.0103)	-0.00728 (0.0107)
Feminino*2002	- -	- -	-0.344** (0.148)	-0.279* (0.152)
Feminino*2003	0.00701 (0.00540)	0.0344 (0.0283)	-0.403*** (0.132)	-0.359*** (0.136)
Feminino*2004	0.00811 (0.00523)	0.0378 (0.0274)	-0.423*** (0.124)	-0.391*** (0.128)
Feminino*2005	0.00542 (0.00523)	0.0301 (0.0273)	-0.420*** (0.119)	-0.387*** (0.123)
Feminino*2006	0.00580 (0.00523)	0.0386 (0.0273)	-0.371*** (0.115)	-0.348*** (0.119)
Feminino*2007	0.000911 (0.00523)	0.0184 (0.0273)	-0.397*** (0.113)	-0.378*** (0.117)
Feminino*2008	-0.00407 (0.00523)	0.00323 (0.0272)	-0.390*** (0.113)	-0.376*** (0.117)
Feminino*2009	-0.00382 (0.00523)	0.0124 (0.0272)	-0.340*** (0.116)	-0.344*** (0.120)
Feminino*2010	-0.00855 (0.00526)	-0.00139 (0.0273)	-0.330*** (0.121)	-0.324*** (0.125)
Feminino*2011	-0.00519 (0.00588)	0.0245 (0.0301)	-0.328** (0.128)	-0.340** (0.133)
2003	0.0152** (0.00738)	0.0298 (0.0513)	-0.168 (0.123)	-0.118 (0.129)
2004	0.0197*** (0.00719)	0.0299 (0.0502)	-0.292** (0.139)	-0.241* (0.144)
2005	0.0171** (0.00720)	-0.0102 (0.0507)	-0.294** (0.149)	-0.210 (0.154)
2006	0.0180** (0.00723)	0.000786 (0.0509)	-0.264* (0.155)	-0.168 (0.160)
2007	0.0283*** (0.00730)	0.0567 (0.0514)	-0.292* (0.161)	-0.205 (0.166)

(continua)

Tabela 11: Coeficientes Estimados para Ocupação Formal - RMs, 2002-2010

VARIÁVEIS	(1) MQO	(2) Logit	(3) Logit C.	(4) Logit C. Pond.
2008	0.0398*** (0.00735)	0.131** (0.0515)	-0.219 (0.164)	-0.143 (0.170)
2009	0.0453*** (0.00744)	0.164*** (0.0522)	-0.440*** (0.169)	-0.363** (0.174)
2010	0.0554*** (0.00755)	0.214*** (0.0531)	-0.345** (0.173)	-0.272 (0.179)
2011	0.0999*** (0.00869)	0.443*** (0.0617)	-0.136 (0.195)	-0.0674 (0.202)
Observações	1,095,420	1,095,420	115,226	115,226

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 12: Coeficientes de Interações Estimados para Ocupação Formal por Logit Condicional - RMs, 2002-2010

	Anos de Estudo			
	4 a 7	8 a 10	11 a 14	15 ou mais
2003	0.0572 (0.143)	0.233 (0.147)	0.158 (0.136)	0.280* (0.152)
2004	0.125 (0.154)	0.273* (0.163)	0.236 (0.153)	0.374** (0.172)
2005	0.126 (0.160)	0.328* (0.170)	0.302* (0.162)	0.435** (0.184)
2006	0.0533 (0.162)	0.214 (0.172)	0.272 (0.166)	0.437** (0.190)
2007	0.0495 (0.164)	0.268 (0.175)	0.355** (0.169)	0.618*** (0.194)
2008	0.0520 (0.164)	0.313* (0.174)	0.392** (0.169)	0.703*** (0.195)
2009	0.247 (0.166)	0.470*** (0.176)	0.537*** (0.171)	0.837*** (0.197)
2010	0.231 (0.168)	0.532*** (0.178)	0.565*** (0.174)	0.790*** (0.200)
2011	0.00664 (0.192)	0.312 (0.202)	0.397** (0.196)	0.607*** (0.222)

Tabela 13: Probabilidades (%) de Ocupação Formal Estimadas por Logit Condicional - RMs, 2003-2004 e 2010-2011

	2003-2004	2010-2011	Δ
Posição no dom.			
Outros	61%	69%	7.3
Pessoa de referência	64%	71%	7.4
Escolaridade			
Até 3 anos de estudo	55%	54%	-0.9
4 a 7 anos de estudo	55%	59%	3.3
8 a 10 anos de estudo	60%	65%	4.3
11 a 14 anos de estudo	66%	73%	7.7
15 ou mais anos de estudo	73%	80%	6.8
Escolaridade dom.			
Até 3 anos de estudo	46%	63%	17.0
4 a 7 anos de estudo	57%	63%	6.2
8 a 10 anos de estudo	58%	68%	9.4
11 a 14 anos de estudo	61%	72%	10.7
15 ou mais anos de estudo	64%	70%	5.7
Tipo de família			
Outros	63%	70%	7.2
Família nuclear	62%	70%	7.2
Sexo			
Feminino - ano 1	68%	75%	6.7
Feminino - ano 2	67%	75%	8.4
Masculino - ano 1	55%	62%	6.8
Masculino - ano 2	53%	63%	9.7
Prop. Crianças no dom.			
0%	63%	71%	7.7
25%	61%	67%	5.7
50%	60%	63%	3.5
75%	58%	59%	1.1
Pessoas no dom.			
1 pessoa	66%	70%	3.9
2 pessoas	65%	70%	5.0
4 pessoas	62%	70%	7.3
10 pessoas	55%	69%	14.5
Observações	12,806	14,822	-

Tabela 14: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Ocupados Formais - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não Explicado	
Sexo: Feminino	-0.0259	-1%	-0.736	-38%
Não Branco	-0.0255	-1%	0.549	28%
Pessoa de ref. dom.	-0.152	-8%	-0.227	-12%
Idade: 25 a 29 anos	0.0079	0%	0.0945	5%
Idade: 30 a 39 anos	-0.073	-4%	0.058	3%
Idade: 40 a 49 anos	-0.0474	-2%	0.165	9%
Idade: 50 a 59 anos	-0.0488	-3%	0.115	6%
Idade: 60 a 65 anos	-0.0285	-1%	-0.0497	-3%
Anos de estudo: 0 a 3	-0.0286	-1%	0.147	8%
Anos de estudo: 4 a 7	0.0807	4%	0.0825	4%
Anos de estudo: 8 a 10	0.0326	2%	-0.0789	-4%
Anos de estudo: 11 a 14	0.0878	5%	-0.431	-22%
Anos de estudo: 15 ou mais	0.0138	1%	-0.335	-17%
Tipo de família: nuclear	-0.0736	-4%	-1.32	-68%
Escolaridade do dom.	0.0283	1%	2.95	153%
Prop. de crianças no dom.	0.0543	3%	0.104	5%
Pessoas no dom.	0.11	6%	-1.04	-54%
Renda domiciliar per capita	0.0094	0%	0.0855	4%
Tempo no emp.: até 30 dias	0.0046	0%	0.052	3%
Tempo no emp.: de 31 dias a < 1 ano	-0.0817	-4%	-0.0154	-1%
Tempo no emp.: De 1 a < 2 anos	0.0255	1%	-0.235	-12%
Tempo no emp.: 2 anos ou mais	-0.225	-12%	-2.55	-132%
Sector: Indústria	-0.0718	-4%	-0.35	-18%
Sector: Construção Civil	-0.0494	-3%	0.0499	3%
Sector: Comércio	-0.0016	0%	-0.162	-8%
Sector: Serviços	0.0292	2%	-0.831	-43%
Sector: Outros	-0.0002	0%	0.0253	1%
Tam. Estab.: até 5 pessoas	0.0143	1%	-0.149	-8%
Tam. Estab.: 6 a 10 pessoas	0.0747	4%	0.224	12%
Tam. Estab.: Mais de 10 pessoas	0.154	8%	0.206	11%
RMRe	0.0142	1%	-0.194	-10%
RMSal	0.0043	0%	-0.0391	-2%
RMBH	0.0028	0%	0.0082	0%
RMRJ	-0.0002	0%	0.387	20%
RMSP	-0.0006	0%	0.347	18%
RMPoA	0.0038	0%	0.185	10%
Janeiro	0	0%	0.114	6%
Fevereiro	0.0076	0%	0.0056	0%
Março	-0.0001	0%	-0.0413	-2%
Abril	-0.0011	0%	0.181	9%
Maio	0.0023	0%	-0.201	-10%
Junho	-0.0002	0%	-0.135	-7%
Julho	0.0102	1%	0.0511	3%
Agosto	0.0003	0%	0.0195	1%
Setembro	0.0009	0%	-0.13	-7%

(continua)

Tabela 14: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Ocupados Formais - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não Explicado	
Outubro	0.0001	0%	-0.034	-2%
Novembro	0.0005	0%	0.126	7%
Dezembro	0.0002	0%	0.0219	1%
Constante			5.03	261%
Observações	62,729		62,729	

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 15: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Ocupados Informais - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não explicado	
Sexo: Feminino	-0.139	-8%	-0.964	-55%
Não Branco	-0.0006	0%	-0.673	-39%
Pessoa de ref. dom.	-0.0113	-1%	-1.5	-86%
Idade: 25 a 29 anos	-0.0344	-2%	-0.272	-16%
Idade: 30 a 39 anos	-0.118	-7%	0.626	36%
Idade: 40 a 49 anos	0.0077	0%	-0.0001	0%
Idade: 50 a 59 anos	-0.122	-7%	0.23	13%
Idade: 60 a 65 anos	-0.129	-7%	-0.0874	-5%
Anos de estudo: 0 a 3	0.187	11%	-0.0715	-4%
Anos de estudo: 4 a 7	0.162	9%	-0.363	-21%
Anos de estudo: 8 a 10	0.0038	0%	0.357	21%
Anos de estudo: 11 a 14	0.144	8%	-0.191	-11%
Anos de estudo: 15 ou mais	0.243	14%	0.162	9%
Tipo de família: nuclear	-0.0118	-1%	-0.384	-22%
Escolaridade do dom.	0.0251	1%	-5.54	-318%
Prop. de crianças no dom.	0.0248	1%	0.0887	5%
Pessoas no dom.	0.022	1%	2.38	137%
Renda domiciliar per capita	-0.268	-15%	0.0863	5%
Tempo no emp.: até 30 dias	-0.123	-7%	0.0409	2%
Tempo no emp.: de 31 dias a < 1 ano	-0.0825	-5%	0.252	14%
Tempo no emp.: De 1 a < 2 anos	-0.0103	-1%	0.0241	1%
Tempo no emp.: 2 anos ou mais	-0.288	-17%	-1.48	-85%
Setor: Indústria	-0.0348	-2%	-0.396	-23%
Setor: Construção Civil	0.0342	2%	0.0833	5%
Setor: Comércio	0.0005	0%	0.0626	4%
Setor: Serviços	-0.0325	-2%	0.325	19%
Setor: Outros	-0.0121	-1%	0.0049	0%
Tam. Estab.: até 5 pessoas	-0.0521	-3%	-0.214	-12%

(continua)

Tabela 15: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Ocupados Informais - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não explicado	
Tam. Estab.: 6 a 10 pessoas	-0.0118	-1%	0.0358	2%
Tam. Estab.: Mais de 10 pessoas	0.03	2%	-0.005	0%
RMRe	0.0113	1%	0.15	9%
RMSal	0.0001	0%	-0.0981	-6%
RMBH	0.0261	2%	-0.0354	-2%
RMRJ	0.1	6%	-1.1	-63%
RMSP	-0.0141	-1%	1.15	66%
RMPoA	0.0143	1%	0.0681	4%
Janeiro	-0.0132	-1%	-0.434	-25%
Fevereiro	-0.0081	0%	0.214	12%
Março	0.0019	0%	0.11	6%
Abril	0.0058	0%	-0.0036	0%
Maio	-0.0034	0%	-0.126	-7%
Junho	-0.0048	0%	-0.178	-10%
Julho	-0.0013	0%	0.0257	1%
Agosto	-0.0106	-1%	0.096	6%
Setembro	-0.002	0%	0.142	8%
Outubro	0.001	0%	0.363	21%
Novembro	-0.0005	0%	-0.0676	-4%
Dezembro	0.006	0%	-0.103	-6%
Constante			9.45	543%
Observações	62,729		62,729	

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 16: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Trabalhadores por Conta Própria - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não explicado	
Sexo: Feminino	-0.141	-9%	-0.424	-26%
Não Branco	0.01	1%	-0.37	-22%
Pessoa de ref. dom.	-0.0014	0%	-0.778	-47%
Idade: 25 a 29 anos	-0.0538	-3%	-0.0454	-3%
Idade: 30 a 39 anos	-0.0922	-6%	0.996	60%
Idade: 40 a 49 anos	0.0091	1%	-0.135	-8%
Idade: 50 a 59 anos	-0.122	-7%	-0.43	-26%
Idade: 60 a 65 anos	-0.105	-6%	-0.099	-6%
Anos de estudo: 0 a 3	0.105	6%	0.138	8%
Anos de estudo: 4 a 7	0.0576	3%	-0.178	-11%
Anos de estudo: 8 a 10	-0.0001	0%	0.0846	5%

(continua)

Tabela 16: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Trabalhadores por Conta Própria - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não explicado	
Anos de estudo: 11 a 14	0.0674	4%	-0.0788	-5%
Anos de estudo: 15 ou mais	0.0722	4%	-0.106	-6%
Tipo de família: nuclear	-0.0005	0%	-1.43	-87%
Escolaridade do dom.	0.0302	2%	-0.203	-12%
Prop. de crianças no dom.	-0.006	0%	0.0965	6%
Pessoas no dom.	-0.0532	-3%	-1.15	-70%
Renda domiciliar per capita	0.215	13%	-0.515	-31%
Tempo no emp.: até 30 dias	-0.0306	-2%	0.0877	5%
Tempo no emp.: de 31 dias a < 1 ano	-0.0401	-2%	-0.135	-8%
Tempo no emp.: De 1 a < 2 anos	0	0%	-0.162	-10%
Tempo no emp.: 2 anos ou mais	-0.188	-11%	-3.44	-208%
Sector: Indústria	0	0%	0.0658	4%
Sector: Construção Civil	-0.0376	-2%	0.169	10%
Sector: Comércio	0.028	2%	-0.0685	-4%
Sector: Serviços	-0.004	0%	0.0398	2%
Sector: Outros	-0.0013	0%	-0.0148	-1%
Tam. Estab.: até 5 pessoas	-0.364	-22%	1.86	113%
Tam. Estab.: 6 a 10 pessoas	-0.0116	-1%	-0.0432	-3%
Tam. Estab.: Mais de 10 pessoas	0.13	8%	0.258	16%
RMRe	-0.0092	-1%	0.247	15%
RMSal	0.0016	0%	-0.0299	-2%
RMBH	-0.0003	0%	-0.0903	-5%
RMRJ	-0.0079	0%	-0.412	-25%
RMSP	-0.0101	-1%	0.188	11%
RMPoA	0.0015	0%	-0.116	-7%
Janeiro	0.0073	0%	-0.0616	-4%
Fevereiro	0.001	0%	0.0411	2%
Março	0	0%	-0.0312	-2%
Abril	-0.0006	0%	0.0558	3%
Maio	-0.0017	0%	-0.0882	-5%
Junho	-0.0008	0%	0.0365	2%
Julho	0.0043	0%	-0.0372	-2%
Agosto	0.0023	0%	-0.0902	-5%
Setembro	-0.0015	0%	-0.0861	-5%
Outubro	0.0036	0%	0.117	7%
Novembro	0.0008	0%	0.0167	1%
Dezembro	-0.0008	0%	0.138	8%
Constante			8.41	510%
Observações	62,729		62,729	

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 17: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Desocupados - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não explicado	
Sexo: Feminino	-0.39	-3%	-3.13	-23%
Não Branco	0.0187	0%	-0.148	-1%
Pessoa de ref. dom.	-0.159	-1%	-0.343	-3%
Idade: 25 a 29 anos	0.154	1%	-0.228	-2%
Idade: 30 a 39 anos	-0.163	-1%	0.637	5%
Idade: 40 a 49 anos	-0.0242	0%	0.221	2%
Idade: 50 a 59 anos	-0.051	0%	0.128	1%
Idade: 60 a 65 anos	0.0263	0%	-0.0638	0%
Anos de estudo: 0 a 3	0.336	2%	-0.126	-1%
Anos de estudo: 4 a 7	0.501	4%	-0.109	-1%
Anos de estudo: 8 a 10	0.0134	0%	0.344	3%
Anos de estudo: 11 a 14	0.975	7%	0.329	2%
Anos de estudo: 15 ou mais	0.123	1%	-0.0093	0%
Tipo de família: nuclear	-0.0295	0%	1.31	10%
Escolaridade do dom.	0.657	5%	-3.07	-23%
Prop. de crianças no dom.	-0.0792	-1%	-0.0374	0%
Pessoas no dom.	-0.0959	-1%	0.279	2%
Renda domiciliar per capita	-0.282	-2%	0.279	2%
Tempo no desemp.: até 30 dias	0.108	1%	0.683	5%
Tempo no desemp.: de 31 dias a 6 meses	0.19	1%	0.231	2%
Tempo no desemp.: de 7 a 11 meses	-0.0098	0%	0.365	3%
Tempo no desemp.: de 1 ano a < 2 anos	0.0282	0%	-0.287	-2%
Tempo no desemp.: 2 anos ou mais	0.318	2%	-0.446	-3%
RMRe	0.0403	0%	-0.32	-2%
RMSal	-0.0914	-1%	-0.0265	0%
RMBH	-0.104	-1%	0.0787	1%
RMRJ	-0.0524	0%	-0.207	-2%
RMSP	-0.0126	0%	2.1	15%
RMPoA	-0.0034	0%	-0.0162	0%
Janeiro	-0.0267	0%	-0.0531	0%
Fevereiro	-0.0003	0%	0.0665	0%
Março	-0.0072	0%	-0.324	-2%
Abril	-0.0188	0%	0.42	3%
Maio	-0.0003	0%	0.216	2%
Junho	-0.009	0%	-0.236	-2%
Julho	-0.003	0%	-0.457	-3%
Agosto	0.0034	0%	-0.131	-1%
Setembro	-0.0072	0%	0.343	3%
Outubro	-0.0056	0%	0.093	1%
Novembro	-0.0036	0%	-0.022	0%
Dezembro	-0.0078	0%	0.0903	1%
Constante			13.3	98%
Observações	62,729		62,729	

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 18: Decomposição Detalhada de Blinder-Oaxaca para Inativos - 2003-2004 e 2009-2010

VARIÁVEL	Explicado		Não explicado	
Sexo: Feminino	0.0823	4%	-0.863	-41%
Não Branco	0.0171	1%	-0.0884	-4%
Pessoa de ref. dom.	0.0174	1%	0.276	13%
Idade: 25 a 29 anos	-0.0681	-3%	0.349	16%
Idade: 30 a 39 anos	-0.0804	-4%	0.18	8%
Idade: 40 a 49 anos	0.0098	0%	-0.0907	-4%
Idade: 50 a 59 anos	-0.09	-4%	-0.559	-26%
Idade: 60 a 65 anos	-0.184	-9%	-0.525	-25%
Anos de estudo: 0 a 3	0.13	6%	-0.15	-7%
Anos de estudo: 4 a 7	0.0472	2%	-0.186	-9%
Anos de estudo: 8 a 10	0.0001	0%	0.0944	4%
Anos de estudo: 11 a 14	0.0976	5%	0.229	11%
Anos de estudo: 15 ou mais	0.0475	2%	0.004	0%
Tipo de família: nuclear	0.0317	1%	0.355	17%
Escolaridade do dom.	0.0194	1%	-0.469	-22%
Prop. de crianças no dom.	0.0516	2%	-0.214	-10%
Pessoas no dom.	-0.0345	-2%	0.878	41%
Renda domiciliar per capita	-0.0404	-2%	-0.171	-8%
Tempo na sit.: até 2 meses	-0.0838	-4%	0.266	12%
Tempo na situ.: 3 meses ou mais	-0.0838	-4%	-0.621	-29%
RMRe	0.0126	1%	0.033	2%
RMSal	-0.0002	0%	-0.0415	-2%
RMBH	-0.0033	0%	0.071	3%
RMRJ	-0.0119	-1%	-0.152	-7%
RMSP	0.0002	0%	0.123	6%
RMPoA	-0.0001	0%	-0.0144	-1%
Janeiro	0.0009	0%	-0.0706	-3%
Fevereiro	-0.0003	0%	0.0258	1%
Março	0	0%	-0.0166	-1%
Abril	0	0%	0.113	5%
Maio	-0.0002	0%	0.0604	3%
Junho	0.0008	0%	0.0372	2%
Julho	0.0011	0%	-0.0832	-4%
Agosto	-0.0004	0%	0.0032	0%
Setembro	-0.0004	0%	0.0189	1%
Outubro	-0.0007	0%	-0.005	0%
Novembro	0.0009	0%	-0.0984	-5%
Dezembro	-0.0015	0%	0.0098	0%
Constante			3.53	166%
Observações	62,729		62,729	

Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1