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

ENSAIOS SOBRE MACROECONOMIA E MERCADO DE TRABALHO

Guilherme de Moraes Attuy

Orientador: Prof. Dr. Fabio Kanczuk

Co-orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Junior

SÃO PAULO

2012

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. Denisard Cnéio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

GUILHERME DE MORAES ATTUY

ENSAIOS SOBRE MACROECONOMIA E MERCADO DE TRABALHO

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

Área de Concentração: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. Fabio Kanczuk

Co-orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Junior

Versão Original

SÃO PAULO

2012

FICHA CATALOGRÁFICA

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

Attuy, Guilherme de Moraes
Ensaio sobre macroeconomia e mercado de trabalho / Guilherme
de Moraes Attuy. – São Paulo, 2012.
208 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2012.
Orientador: Fabio Kanczuk.

1. Macroeconomia 2. Mercado de trabalho 3. Desemprego I. Univer-
sidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Conta-
bilidade. II. Título.

CDD – 339

À minha família.

Primeiramente agradeço à minha família, em especial aos meus pais, Elhen e Zilda, e ao meu irmão, Otávio, que sempre me apoiaram incondicionalmente ao longo desta jornada. Também gostaria de agradecer aos meus tios Édson e Chico, que me influenciaram na escolha pela profissão de economista.

Agradeço também aos amigos de longa data, da faculdade e do colégio, que sempre me incentivaram. Em especial, agradeço a Alessandro Del Drago, Caio Casella, Luiz Donelli, Luiz Gustavo Furlani, Marcelo Donelli, Marcelo Gazzano e Paulo E. Mateus.

Aos meus mentores, Fabio Kanczuk e Mauro Rodrigues Junior, agradeço pela paciência e compreensão infinitas, pelos comentários, cobranças e pela liberdade que me concederam, permitindo que eu superasse as dificuldades enfrentadas no desenrolar desta tese.

Aos professores com quem tive o prazer de ter aula no IPE/USP e que, sem dúvida, contribuíram, diretamente ou não, para o desenvolvimento da tese, Carlos Eduardo Gonçalves, Danilo Iglori, Eduardo Haddad, Fabio Kanczuk, Fernando Botelho, Fernando Postali, Gabriel Madeira, Gilberto Tadeu Lima, Giuseppe Fiori, Jose Chiappin, Marcos Eugênio da Silva, Mauro Rodrigues Junior, Naércio Aquino Menezes-Filho, Pedro Garcia Duarte, Renato Colistete, Ricardo Avelino e Vera Fava.

Aos grandes amigos do IPE que conseguiram fazer dos períodos árduos de estudo momentos prazerosos. Em especial, à turma de 2007 do IPE, com quem tive a felicidade de partilhar as salas de aula: Acauã, Almeida, Barufi, Brunão, Eric, Genta, Jesus, Kang, Maracajaro, Marinho, Penin, Rapha Gouvea, Sidney, Tiagão e Wander. Aos demais amigos da Pós-Graduação, aqui representados por Danilão, Dudu, Emílio, Grimaldi, Gustavo Rechdan, Igor, Keiti, Malandro Hollanda, Meloni, Neves, Peter Crouch, Pinga, Sarah, Scarabel, Sensa, Sérgio Castelani, Silvio Michael, Tinoco, Tonhão, Victor e às eternas monitoras, Pereira e Jaque Berra.

Por incontáveis comentários e sugestões, agradeço especialmente a Alessandro Del Drago, Ana Maria Bonomi Barufi, Andre Marinho da Silva, Danilo Ramalho da Silva, Fernando Genta dos Santos, Luiz Donelli, Marcelo Gazzano, Paula Pereda, Rafael Ferreira Neves, Silvio Michael de A. Costa e Wander Rizatelo. Pela boa vontade em responder dúvidas específicas de seus respectivos trabalhos, também agradeço a John Abowd, Rafael Perez Ribas, Sergei S. D. Soares e Shigeru Fujita.

Agradeço também ao corpo de funcionários da FEA sempre prestativo nos momentos de necessidade. Em especial, agradeço a Maria Aparecida e Márcia Bento.

Por fim, à FIPE e à Capes, pelo suporte financeiro fornecido durante este projeto.

**“Em nenhum momento consegui a grandeza.
Em todos os momentos procurei escapar
da mediocridade.”**

Roberto Campos

RESUMO

Os três artigos que compõem esta Tese possuem em comum a discussão da macroeconomia e o mercado de trabalho, para a investigação de problemas específicos. Desta forma, esta Tese busca preencher importantes lacunas presentes na literatura nacional e internacional.

O primeiro artigo analisa os ciclos do desemprego brasileiro a partir de dados de fluxo de trabalhadores obtidos a partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE). Usamos a abordagem proposta por Shimer (2007), que tenta controlar para eventual viés decorrente da agregação temporal nos dados do mercado de trabalho. Os dados brasileiros sugerem que a margem de ingresso para o desemprego (margem de separação) tem grande relevância para explicar os ciclos da taxa de desemprego no Brasil no período de março de 2002 a dezembro de 2010. Tais resultados indicam que o Brasil, relativamente a alguns países desenvolvidos, apresenta um mercado de trabalho com características mais próximas de um contexto com baixa regulamentação, ou seja, que o ingresso (e não a saída) no desemprego seria o principal responsável por sua flutuação. Além disso, a dinâmica da margem de separação, em relação a indicadores de atividade (PIB e Taxa de Desemprego), tem um comportamento claro (anticíclico e pró-cíclico, respectivamente), respondendo com um trimestre de antecedência com relação à taxa de desemprego.

O segundo artigo analisa o papel da heterogeneidade no mercado de trabalho ao longo dos ciclos de negócio no Brasil. O comportamento cíclico da mão de obra dá sinais de mudanças em sua composição qualitativa. Tais indícios, encontrados na PME, se basearam no comportamento cíclico relativo de emprego e salário real/hora a partir de diferentes coortes: grau de escolaridade, tempo de trabalho e idade. Usando um arcabouço de busca de emprego com destruição endógena, nos moldes de Mortensen e Pissarides (1994), ilustramos que quanto maior a heterogeneidade na economia menor será a correlação entre salário real e desemprego.

Por fim, o último artigo utiliza o modelo de DSGE proposto por Galí et al. (2011) – que faz o uso da taxa de desemprego e, assim, evita a Crítica de Lucas – a fim de (i) identificar quais fricções são importantes para captar as flutuações das séries macroeconômicas no Brasil, em especial da taxa de desemprego; (ii) averiguar se a série de desemprego traz informações úteis ao modelo; e (iii) discutir como choques de produtividade se manifestam sobre a taxa de desemprego. Os resultados sugerem, em relação aos dados da economia brasileira, melhor acurácia do modelo com todas as fricções (exceção às indexações salariais). Além disso, a presença da taxa de desemprego muda a ordem de importância das fricções, dando maior importância às fricções reais. As decomposições de variância realizadas indicam que choques de markup salarial perdem importância à custa, principalmente, dos choques de prêmio de risco. O uso da taxa de desemprego permite que choques de preferência sejam identificados e passem a explicar os ciclos. Por fim, funções de resposta ao impulso bayesianas sugerem que o desemprego é negativamente afetado por choque de produtividade, resultado decorrente de reduções da demanda de trabalho.

Palavras-chave: Macroeconomia, Mercado de Trabalho, Desemprego.

ABSTRACT

The three articles that compose this thesis have in common the discussion of macroeconomics and the labor market, for the investigation of specific problems. Thus, this thesis seeks to fill important gaps in the national and international literature.

The first article analyzes the cycles of Brazilian unemployment from workers flow data obtained in Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE). We use the approach proposed by Shimer (2007) that attempts to control for possible bias due to temporal aggregation in labor market data. Brazilian data suggest that the margin of entry into unemployment (separation margin) has great relevance to explain the cycles of unemployment rate in Brazil from March 2002 to December 2010. These results indicate that Brazil, relatively to some developed countries, has a labor market with characteristics much closer to a context with low regulation, that is, entering (not leaving) unemployment would be primarily responsible for its fluctuation. Moreover, the dynamics of the separation margin, in relation to activity indicators (GDP and Unemployment Rate), has a clear behavior (anti-cyclical and pro-cyclical, respectively), responding with a quarter in advance regarding the unemployment rate.

The second article examines the role of heterogeneity in the labor market over the business cycle in Brazil. The cyclical behavior of the labor-work gives signs of qualitative changes in its composition. Such indications, found in the PME, were based on the cyclical behavior of employment and real wage/hour from different cohorts: level of education, tenure and age. Using a framework of job search with endogenous destruction, along the lines of Mortensen and Pissarides (1994), we illustrate that the greater heterogeneity in the economy, the lower the correlation between real wages and unemployment.

Finally, the last article uses the DSGE model proposed by Galí et al. (2011) – which makes use of the unemployment rate and thus avoid the Lucas Critique – in order to (i) identify which frictions are important to capture the fluctuations of the series of macroeconomic fluctuations in Brazil, especially in the unemployment rate; (ii) determine whether the series of unemployment brings useful information to the model, and (iii) discuss how productivity shocks manifest themselves on the unemployment rate. The results suggest, in relation to the data of the Brazilian economy, the better accuracy of the model with all frictions (except for wage indexation). Moreover, the presence of unemployment rate changes the order of importance of frictions, giving greater weight to real frictions. The variance decompositions performed indicate that wage markup shocks become less important at the expense mainly of the risk premium shocks. The use of the unemployment rate allows preference shocks to become identified and to explain the cycles. Finally, impulse response functions Bayesian suggest that unemployment is negatively affected by productivity shock, a result due to reductions in labor demand.

Keywords: Macroeconomics, Labor Market, Unemployment.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	3
LISTA DE GRÁFICOS	4
1 DECOMPOSIÇÃO DOS CICLOS DO DESEMPREGO: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL A PARTIR DOS FLUXOS DO TRABALHO	5
1.1 Introdução.....	5
1.2 Metodologia	6
1.2.1 Mensuração dos fluxos.....	7
1.2.2 Método de Shimer: correção da agregação temporal	9
1.2.3 Decomposição do desemprego.....	12
1.2.4 Transições considerando três possíveis estados	14
1.2.5 Heterogeneidade.....	17
1.3 Evidência brasileira	19
1.4 Comparação com a literatura internacional.....	33
1.5 Conclusão.....	37
2 HETEROGENEIDADE NO MERCADO DE TRABALHO E OS CICLOS DE NEGÓCIO NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COM BUSCA DE EMPREGO.....	39
2.1 Introdução.....	39
2.2 Revisão da literatura.....	41
2.2.1 Heterogeneidade	41
2.2.2 Literatura de busca de emprego	44
2.2.3 Fluxos de trabalhadores e postos de trabalho no Brasil	46
2.3 Evidências de heterogeneidade no mercado de trabalho brasileiro.....	47
2.3.1 Ciclo de emprego	49
2.3.2 Ciclo de salário real/hora.....	54
2.4 Modelo	59
2.4.1 Consumidor	60
2.4.2 <i>Matching</i> no mercado de trabalho	61
2.4.3 Firms.....	63
2.4.4 Decisão salarial	66
2.4.5 Destruição endógena	68
2.4.6 Fechando o modelo	69
2.5 Calibração e resultados.....	71
2.5.1 Calibração.....	71
2.5.2 Resultados	74
2.6 Conclusão.....	80
3 DESEMPREGO E OS CICLOS DE NEGÓCIO NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DE MODELOS DSGE COM DESEMPREGO INVOLUNTÁRIO	83
3.1 Introdução.....	83
3.2 Revisão da literatura.....	85
3.3 Modelo	88
3.3.1 Consumidor	89
3.3.2 Firms produtoras de bem final.....	96
3.3.3 Firms produtoras de bem intermediário	96
3.3.4 Fechando o modelo	98
3.4 Metodologia	102
3.4.1 Abordagem econométrica	102
3.4.2 Algoritmo de simulação: Metropolis-Hastings	108

3.5 Resultados	110
3.5.1 Estimação dos parâmetros	111
3.5.2 Sensibilidade do modelo: que fricções são empiricamente relevantes para o desemprego?.....	116
3.5.3 Decomposição da variância.....	119
3.5.4 Funções de resposta ao impulso	124
3.6 Conclusão.....	132
REFERÊNCIAS	135
APÊNDICES	141

LISTA DE TABELAS

<i>Tabela 1: Média e Desvio Padrão</i>	<i>21</i>
<i>Tabela 2: Correlação contemporânea com o PIB</i>	<i>22</i>
<i>Tabela 3: Correlação contemporânea com a Tx. Desemprego</i>	<i>28</i>
<i>Tabela 4: Decomposição do Desemprego – 2 ocupações.....</i>	<i>30</i>
<i>Tabela 5: Decomposição do Desemprego – 3 ocupações.....</i>	<i>31</i>
<i>Tabela 6: Decomposição do Desemprego – comparação</i>	<i>32</i>
<i>Tabela 7: Decomposição do Desemprego – comparação entre países</i>	<i>36</i>
<i>Tabela 8: Índice de Proteção do Emprego (OECD, dados de 2008)</i>	<i>37</i>
<i>Tabela 9: Estatísticas dos ciclos do Emprego por coorte.....</i>	<i>50</i>
<i>Tabela 10: Correlação dos ciclos do Emprego Relativo por coorte</i>	<i>52</i>
<i>Tabela 11: Correlação dos ciclos do Salário Real/Hora Relativo por coorte</i>	<i>55</i>
<i>Tabela 12: Parâmetros do modelo.....</i>	<i>74</i>
<i>Tabela 13: Desvios-Padrões e Correlações com PIB e Desemprego (U)</i>	<i>75</i>
<i>Tabela 14: Estimação dos parâmetros estruturais</i>	<i>114</i>
<i>Tabela 15: Sensibilidade dos modelos e do desemprego.....</i>	<i>117</i>
<i>Tabela 16: Decomposição da variância – PIB</i>	<i>120</i>
<i>Tabela 17: Decomposição da variância – Inflação</i>	<i>121</i>
<i>Tabela 18: Decomposição da variância – Salário real</i>	<i>122</i>
<i>Tabela 19: Decomposição da variância – Juro nominal.....</i>	<i>122</i>
<i>Tabela 20: Decomposição da variância – Emprego.....</i>	<i>123</i>
<i>Tabela 21: Decomposição da variância – Taxa de Desemprego</i>	<i>124</i>

LISTA DE GRÁFICOS

<i>Gráfico 1: Correlação entre PIB(t) e F(t+i).....</i>	<i>24</i>
<i>Gráfico 2: Correlação entre PIB(t) e X(t+i).....</i>	<i>24</i>
<i>Gráfico 3: Correlação entre PIB(t) e F(t+i) – Logit Multinomial</i>	<i>25</i>
<i>Gráfico 4: Correlação entre PIB(t) e X(t+i) – Logit Multinomial</i>	<i>26</i>
<i>Gráfico 5: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e F(t+i) – Logit Multinomial</i>	<i>26</i>
<i>Gráfico 6: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e X(t+i) – Logit Multinomial</i>	<i>27</i>
<i>Gráfico 7: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e F(t+i).....</i>	<i>29</i>
<i>Gráfico 8: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e X(t+i).....</i>	<i>29</i>
<i>Gráfico 9: Corr[Salário Real(t+i),Atividade(t+i)].....</i>	<i>48</i>
<i>Gráfico 10: Corr[Desemprego(t),X(t+i)] – Educação / Tempo de Trabalho.....</i>	<i>51</i>
<i>Gráfico 11: Corr[Desemprego(t),Emprego Relativo(t+i)] – Idade.....</i>	<i>53</i>
<i>Gráfico 12: Corr[Desemprego(t),Salário Relativo(t+i)] – Educação.....</i>	<i>56</i>
<i>Gráfico 13: Corr[Desemprego(t),Salário Relativo(t+i)] – Tempo de Trabalho</i>	<i>57</i>
<i>Gráfico 14: Corr[Desemprego(t),Salário Relativo(t+i)] – Idade (46-55 e 56-65 anos).....</i>	<i>58</i>
<i>Gráfico 15: Corr[Desemprego(t),Salário Relativo(t+i)] – Idade (26-35 e 36-45 anos).....</i>	<i>59</i>
<i>Gráfico 16: Distribuições.....</i>	<i>77</i>
<i>Gráfico 17: Corr[Salário(t+i),Desemprego(t)] – modelo</i>	<i>78</i>
<i>Gráfico 18: Funções de Resposta ao Impulso – Choque de Produtividade (1pp).....</i>	<i>79</i>
<i>Gráfico 19: Choque de Produtividade (0.25 pp do PIB).....</i>	<i>125</i>
<i>Gráfico 20: Choque Monetário (0.25 pp do Juro Nominal).....</i>	<i>127</i>
<i>Gráfico 21: Choque de Prêmio de Risco (0.25 pp do Juro Nominal).....</i>	<i>128</i>
<i>Gráfico 22: Choque de Preferência (0.25 pp do PIB).....</i>	<i>129</i>
<i>Gráfico 23: Choque de Produtividade (1 desvio padrão) e o Mercado de Trabalho.....</i>	<i>131</i>
<i>Gráfico 24: Choque Monetário (1 desvio padrão) e o Mercado de Trabalho</i>	<i>132</i>

1 DECOMPOSIÇÃO DOS CICLOS DO DESEMPREGO: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL A PARTIR DOS FLUXOS DO TRABALHO

1.1 Introdução

O desemprego sempre foi uma variável importante para a discussão macroeconômica. A grande maioria dos estudos trata o desemprego a partir das suas condições de estoque. Há, no entanto, outra abordagem que analisa o desemprego a partir de seus fluxos.

Em recente trabalho, Shimer (2007) reacendeu uma discussão na literatura econômica relativa ao desemprego. O assunto também ganhou destaque, em grande parte, como decorrência de modelos macroeconômicos que têm considerado a estrutura de *search* e *matching* como parte integrante de sua modelagem do mercado de trabalho (ver, por exemplo, Yashiv (2007) e Rogerson e Shimer (2010) para maiores informações).

Tendo como ponto de partida a abordagem dos fluxos do mercado de trabalho, esta discussão tem como foco analisar quais das margens do desemprego (o fluxo de ingresso ou de saída) se mostra como a mais relevante para explicar suas variações. Em outras palavras, buscamos um melhor entendimento da dinâmica do desemprego a partir de sua decomposição entre aqueles que ingressam na condição de desemprego e aqueles que deixam o desemprego. A decomposição é realizada usando probabilidades obtidas a partir de uma metodologia proposta por Shimer (2007). Como os dados disponíveis são publicados com uma periodicidade discreta, as probabilidades poderiam estar subestimando as transições entre as ocupações (emprego, desemprego e inatividade) ocorridas entre cada publicação. Para isso, Shimer tenta ajustar os dados de tal forma que as probabilidades extraídas reduzam ou eliminem esse viés decorrente do que ele chama de agregação temporal. Ou seja, também buscam captar as transições que ocorrerem entre a divulgação de duas publicações consecutivas.

Para ilustrar o caso brasileiro, utilizamos a PME (Pesquisa Mensal de Emprego), base de dados criada pelo IBGE, que abrange o período de março de 2002 até dezembro de 2010¹. Os resultados obtidos no presente trabalho sugerem que o caso brasileiro, contrariamente ao que se verifica na literatura internacional (que destaca o papel de ambas as margens), apresenta a margem de separação -- aqueles que deixam o emprego e se tornam desempregados -- como a grande responsável pela flutuação na taxa de desemprego. Algo em torno de 37 a 100 pontos percentuais (a depender do método) dos ciclos da taxa de desemprego no Brasil para o período de março de 2002 a dezembro de 2010. Tais resultados indicam que o Brasil, relativamente aos países desenvolvidos aqui citados, apresenta um mercado de trabalho mais próximo de um ambiente com pouca regulamentação. Ou seja, que o ingresso no (e não a saída do) desemprego seria o principal responsável pela sua flutuação. Além disso, a dinâmica da margem de separação (do ingresso no desemprego), em relação a indicadores de atividade (PIB e Taxa de Desemprego), tem um comportamento claro (anti e pró-cíclico, respectivamente), respondendo com um trimestre de antecedência com relação a Taxa de Desemprego. Até onde se tem conhecimento, não há qualquer trabalho similar aplicado para o Brasil. Por esse motivo as comparações realizadas se limitam a alguns países desenvolvidos (basicamente Estados Unidos, Reino Unido e Espanha).

Este capítulo está dividido da seguinte forma: na seção seguinte explicamos a metodologia usada; na terceira seção apresentamos alguns resultados para o Brasil; a quarta seção realiza comparações entre o caso brasileiro e a literatura internacional; e por fim, concluímos o capítulo.

1.2 Metodologia

Essa seção discute algumas abordagens presentes na literatura econômica que analisam as transições entre as diversas ocupações dos trabalhadores. Ou seja, analisam as probabilidades que trabalhadores em uma dada ocupação (empregado, desempregado e fora da força de trabalho – doravante simplesmente E, U, O, respectivamente) têm em mudar seu status corrente.

¹ Infelizmente o período de análise não pode ter sido estendido por conta de mudanças metodológicas que a pesquisa sofreu em 2002, tornando incompatíveis comparações entre o período prévio e o atual.

Para maior abrangência, consideramos duas classificações distintas sobre quem deve ser considerado desempregado. A primeira classificação (1) usa a definição do órgão responsável pela divulgação da taxa de desemprego (IBGE -- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Nela são considerados desempregados os indivíduos com pelo menos 10 anos que não trabalharam na semana de referência da pesquisa, tendo procurado trabalho no último mês e com condições de assumir um emprego caso conseguisse trabalho. A classificação alternativa (2) soma ao estoque de desempregados aqueles previamente considerados fora da força de trabalho e que gostariam de trabalhar caso uma oportunidade surgisse².

1.2.1 Mensuração dos fluxos

Essa subseção trata da base de dados usada em grande parte dos trabalhos dessa literatura. Os dados são obtidos a partir de microdados. No caso brasileiro, usamos a PME de março de 2002 até dezembro de 2010. Pesquisa essa com o foco direcionado aos trabalhadores (Blanchard e Diamond (1990), por exemplo, discutem o tema para a economia norte-americana usando tanto uma base de fluxo de trabalhadores e outras baseadas na criação e destruição de postos de trabalho).

A PME é um painel longitudinal que segue um indivíduo por 16 meses consecutivos. Os primeiros e últimos 4 meses são os meses aos quais os trabalhadores são expostos ao questionário. Devido o formato da PME, somos capazes de acompanhar um trabalhador ao longo do tempo, tornando factível identificar os fluxos de trabalhadores ao longo do tempo. No entanto isso tem um custo. Supondo que todos os indivíduos entrevistados em um determinado mês respondam o questionário seguinte, conseguimos identificar a resposta de 75 pontos percentuais da base inicial. Isso decorre do fato dos diferentes painéis analisarem períodos distintos. Essa perda de informação é o que se chama de atrito. Se esses indivíduos forem eliminados aleatoriamente, os remanescentes podem ser considerados representativos da população. No entanto, caso esse processo não seja aleatório, pode gerar resultados viesados.

² Para reclassificá-los, usamos a seguinte pergunta do questionário da PME: “Embora não tenha procurado..., gostaria de conseguir um trabalho?” (variável V464). Aqueles que responderam “SIM” foram reclassificados como desempregados. Ao fazer isso passamos a dialogar com trabalhos que classifiquem os trabalhadores dessa forma, como é o caso de Krusell et al. (2009).

A metodologia padrão segue, em grande parte, dos trabalhos de Abowd e Zellner (1985), Poterba e Summers (1986) e Blanchard e Diamond (1990). Abowd e Zellner (1985) usam estimações de um sistema de equações não-lineares estimados por SUR (Seemingly Unrelated Regressions)

para corrigir eventuais erros atrelados ao atrito. Já Poterba e Summers (1986) se preocupam com efeitos causados sobre as transições por conta da incidência dos erros de transcrição envolvendo os questionários. Blanchard e Diamond (1990) analisam os ciclos dos fluxos do mercado de trabalho para os Estados Unidos.

A base de dados usada no presente trabalho lida com as questões mencionadas pelos dois primeiros trabalhos acima. Como o processo de identificação de um indivíduo depende de seu emparelhamento entre cada período, as variáveis usadas para identificação podem sofrer com problemas de transcrição para o questionário. Para evitar tais problemas que os questionários da PME possam conter e, assim, elevar a base amostral no processo de identificação dos indivíduos, usamos um algoritmo criado por Ribas e Soares (2008). De acordo com os autores, o algoritmo foi capaz de recuperar algo em torno de 7 a 10 pontos percentuais da base de identificação, o que teria representado uma queda de quase 50 pontos percentuais do atrito³.

Para tentar contornar, ou amenizar, o problema de possível não aleatoriedade da amostra, nos baseamos no trabalho Abowd e Zellner (1985). Para realizar o ajuste dos fluxos dos trabalhadores identificados entre dois períodos consecutivos, levamos em consideração tanto os fluxos daqueles previamente identificados como daqueles que deixam a base de dados (atrito). Os fluxos são recriados a partir da estimação de um sistema de equações não-lineares estimados por SUR que busca captar informação do fluxo de trabalhadores que deixam a base (atrito). Ou seja, cada fluxo é recriado como uma função dos fluxos daqueles trabalhadores identificados (que passaram da condição de trabalho i , em t , para j , em $t+1$), dos fluxos daqueles que se tornam atrito (iniciam em i e deixam de ser identificados) e daqueles que iniciam atritados e aparecem na base (só aparecem na condição de trabalho j). Para contemplar um cenário mais amplo, seguimos a sugestão de Fujita e Ramey (2006),

³ Para maiores detalhes sobre a metodologia, ver Ribas e Soares (2008) e Ribas e Soares (2010).

permitindo que as ponderações dos fluxos -- que são os parâmetros do modelo -- sejam variantes no tempo. Isso é realizado estimando as regressões em intervalos de tamanho equivalentes, no entanto, variantes no tempo (as *rolling regressions*). Para ambos os casos (com parâmetros variantes ou constantes no tempo) a significância conjunta dos parâmetros foi aceita, sugerindo que os ajustes se fazem necessários (ver Apêndice 1 para maiores detalhes da modelagem).

1.2.2 Método de Shimer: correção da agregação temporal

De acordo com Shimer (2007), as estatísticas das probabilidades de transição geradas a partir dos agregados podem induzir a um viés de agregação temporal. Em outras palavras, como os dados são divulgados em intervalos discretos, é possível que esses dados estejam omitindo transições que tenham ocorrido entre o início e o fim de cada período.

Para tentar contornar esse possível problema, o autor sugere uma análise considerando tempo contínuo para obter as probabilidades de transição. Assim, indivíduos que tenham deixado seu emprego e encontrado outro nesse meio tempo, por exemplo, passariam a ser contabilizados. As probabilidades são obtidas alimentando equações diferenciais (ver mais adiante) com fluxos de trabalhadores. São duas as formas de fluxo e, portanto, de probabilidades consideradas por Shimer. A primeira delas o autor usa uma medida de fluxo de desemprego de curto-prazo – a quantidade de trabalhadores que teriam declarado ter deixado o emprego (abstendo-se dos motivos) nas 4 semanas prévias a entrevista -- para gerar as probabilidade de um desempregado achar emprego. A segunda se baseia nos fluxos obtidos de acordo com a seção anterior, ou seja, a partir do emparelhamento de painéis.

Ambas as medidas têm suas limitações. Uma delas está na suposição de igualdade entre os trabalhadores⁴. Outra limitação reside -- para a primeira medida de fluxo -- que os indivíduos transitem somente entre “emprego” e “desemprego”, desconsiderando a possibilidade da inatividade.

⁴ Por igualdade nos referimos às características idiossincráticas de cada indivíduo e, também, há quanto tempo ele se encontra na sua condição de empregabilidade corrente.

Tais suposições são fortes, mas simplificam a modelagem. Mais a frente, lidamos com as questões de heterogeneidade a partir de estimações de um Logit Multinomial.

Desemprego de curto prazo como medida de ingresso no desemprego

Para cada período do tempo t , sendo $t \in \{0,1,2, \dots\}$, em que t se refere $[t, t + 1]$, todos os desempregados acham trabalho de acordo com um processo de Poisson com expectativa de ocorrência de f_t . De forma similar, x_t representa a expectativa de ocorrência de um empregado ficar desempregado.

Dessa forma, a probabilidade de um desempregado encontrar ao menos um emprego e de um empregado se tornar ao menos uma vez desempregado ao longo de um período é dada, respectivamente, por $F_t \equiv (1 - e^{-f_t})$ e $X_t \equiv (1 - e^{-x_t})$. Para um determinado t considere que $u_{t+\tau}$ e $n_{t+\tau}$ indiquem os estoques de desempregados e empregados em $t + \tau$, respectivamente, e que $u_{t+\tau}^s$ seja o fluxo de recém-desempregados (empregados em $t' \in [t, t + \tau)$ e desempregados em $t + \tau$), em que $\tau \in [0,1]$. Da mesma forma, quando $\tau = 0$ assumimos que $u_t^s = 0 \forall t$.

Assim como em Shimer (2007, p.5), partimos do pressuposto que a lei de movimento do desemprego seja descrita da seguinte forma:

$$u_{t+\tau}' = n_{t+\tau}x_t - u_{t+\tau}f_t \quad (1.1)$$

De forma similar, o desemprego de curto prazo se comporta da mesma maneira:

$$u_{t+\tau}^s = n_{t+\tau}x_t - u_{t+\tau}^sf_t \quad (1.2)$$

Para chegar à lei de movimento do desemprego, primeiro substituímos a equação do desemprego de curto-prazo (1.2) na equação (1.1) – assumindo que $\tau = 1 - e$, resolvemos a equação diferencial ordinária resultante (ver Apêndice 1):

$$u_{t+\tau} = u_{t+\tau}^s + (1 - F_t)u_t \quad (1.3)$$

O desemprego de amanhã, portanto, é decomposto entre seu estoque inicial (u_t) e da soma dos ingressantes (u_{t+1}^s) menos os que acham um emprego ($F_t u_t$). Da equação (1.3) obtemos uma expressão para a probabilidade de um desempregado achar emprego:

$$F_t = 1 - \frac{u_{t+1}^s - u_{t+\tau}^s}{u_t} \quad (1.4)$$

Para que seja possível obter a probabilidade de um empregado se tornar desempregado, necessitamos de uma segunda equação. Para isso, obtemos uma nova equação diferencial ordinária usando somente a equação de movimento do estoque de desempregados (ver Apêndice 1). Dessa forma, nossa segunda equação de interesse é:

$$u_{t+1} = \left(\frac{x_t}{x_t + f_t} \right) N_t (1 - e^{-(f_t + x_t)}) + u_t e^{-(f_t + x_t)} \quad (1.5)$$

Em que $N_t = n_t + u_t$, representa a força de trabalho.

Fluxos do emparelhamento como medida de ingresso no desemprego

A segunda forma pela qual Shimer busca obter as taxas também parte de equações diferenciais. No entanto, ao invés de usar a quantidade de indivíduos que teriam declarado estarem sem emprego recentemente há, no máximo, quatro semanas, o autor obtém as taxas corrigidas para a agregação temporal a partir dos fluxos obtidos do emparelhamento de painéis. Dessa forma, supondo que A represente a ocupação em t de um trabalhador e B a ocupação em $t + \tau$, a equação de movimento dos fluxos é representada da seguinte forma:

$$l_{t+\tau}^{AB} = \sum_{C \neq B} l_{t+\tau}^{AC} \lambda_t^{CB} - l_{t+\tau}^{AB} \sum_{C \neq B} \lambda_t^{BC} \quad (1.6)$$

Em que $l_{t+\tau}^{AB} = x = \left(\frac{l_{t+\tau}^{AB}}{\sum_C l_{t+\tau}^{AC}} \right)$ representa a proporção dos fluxos originários na ocupação A (l_t^{AB}) que transitaram para B e λ_t^{CB} , por exemplo, é a taxa que representa a expectativa de um trabalhador, originário de C, transitar para B. Supondo que só exista duas possibilidades de ocupação – A, B $\in \{E, U\}$ –, o problema fica reduzido a:

$$l_{t+\tau}^{AB} = l_{t+\tau}^{AA} \lambda_t^{AB} - l_{t+\tau}^{AB} \lambda_t^{BA}$$

A lei de movimento é obtida, assim como o exemplo anterior, como uma equação diferencial ordinária (vide Apêndice 1). Portanto, para recuperar as taxas de transição (f_t e x_t), usamos as probabilidades dos fluxos gerados a partir dos microdados. Ou seja:

$$l_{t+1}^{EU} = \left(1 - e^{-\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}}\right) \left(\frac{\lambda_t^{EU}}{\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}}\right) \quad (1.7)$$

$$l_{t+1}^{UE} = \left(1 - e^{-\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}}\right) \left(\frac{\lambda_t^{UE}}{\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{UE}}\right) \quad (1.8)$$

1.2.3 Decomposição do desemprego

Todas as equações acima derivam do pressuposto que o comportamento do desemprego depende de dois componentes: (i) a taxa com que um desempregado acha emprego e (ii) a taxa com que um empregado perde seu emprego. Normalizando a força de trabalho, $n_t + u_t = 1$, podemos reescrever a equação (1.1) isolando $u_{t+\tau}$. Temos, portanto, que o desemprego é descrito da seguinte forma:

$$u_{t+\tau} = \left(\frac{x_t}{x_t + f_t}\right) - \left(\frac{\dot{u}_{t+\tau}}{x_t + f_t}\right)$$

O exercício feito para avaliar a importância de cada um dos componentes para a dinâmica do desemprego parte do pressuposto que o desemprego se encontre em equilíbrio, ou seja, que $\dot{u}_{t+\tau} = 0$. Petrongolo e Pissarides (2008) destacam que a soma das taxas de transição é grande relativamente às variações do desemprego, sugerindo que o segundo termo da equação acima seja pequeno. Isso significa dizer que podemos aproximar o desemprego observado ao primeiro termo, descrito como uma medida de desemprego de equilíbrio (denotada aqui como u_t^{eq}):

$$u_{t+\tau} \approx \left(\frac{x_t}{x_t + f_t}\right) \quad (1.9)$$

Para analisar qual dos componentes se mostra como o mais importante para a dinâmica do desemprego, seguimos a abordagem proposta por Fujita e Ramey (2009)⁵. Os autores decompõem a dinâmica do desemprego de equilíbrio (u_t^{eq}) a partir de duas formas: (i) atentando para os desvios da log-linearização de u_t^{eq} e seus componentes x_t e f_t e (ii) usando a primeira diferença como referência de *steady-state* de cada variável.

Log-Linearização

De forma geral, o desemprego de equilíbrio pode ser decomposto analisando a derivação de seu log neperiano em relação ao tempo:

$$\left(\frac{\partial \ln(u_t^{eq})}{\partial t}\right): \quad \dot{u}_t^{eq} = (1 - \bar{u}_t^{eq})\dot{x}_t - (1 - \bar{u}_t^{eq})\dot{f}_t + \varepsilon_t$$

Em que $\bar{u}_t^{eq}$, $\bar{x}_t$ e $\bar{f}_t$ representam o *steady-state* de cada variável e ε_t o resíduo da equação. No caso dos desvios ocorrerem em relação a uma tendência – obtida através de um filtro como, por exemplo, o Hodrick-Prescott⁶ –, podemos representar a dinâmica do desemprego a partir de seus componentes de ciclo e tendência:

$$\ln\left(\frac{u_t^{eq}}{\bar{u}_t^{eq}}\right) = (1 - \bar{u}_t^{eq})\ln\left(\frac{x_t}{\bar{x}_t}\right) - (1 - \bar{u}_t^{eq})\ln\left(\frac{f_t}{\bar{f}_t}\right) + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

Outro caso que ilustra a dinâmica do desemprego, usa como componente de *steady-state* a primeira diferença. Dessa forma, temos a seguinte decomposição:

$$\Delta \ln(u_t^{eq}) = (1 - \bar{u}_{t-1}^{eq})\Delta \ln(x_t) - (1 - \bar{u}_{t-1}^{eq})\Delta \ln(f_t) + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

Decomposição

⁵) Diferentemente de Fujita e Ramey (2009), Shimer (2007) analisa os componentes a partir de um exercício de contrafactuais. O autor usa a média temporal de f_t ($= \bar{f}_t$) e x_t ($= \bar{x}_t$) para gerar as séries de desemprego $u_{1,t}^{eq} = \left(\frac{\bar{x}_t}{\bar{x}_t + \bar{f}_t}\right)$ e $u_{2,t}^{eq} = \left(\frac{x_t}{x_t + \bar{f}_t}\right)$ e compará-las com a série de gerada com as taxas f_t e x_t livres. No entanto, respostas diferentes seriam geradas no exercício se valores diferentes fossem usados para as taxas fixas, tornando essa abordagem não confiável.

⁶ Fujita e Ramey (2007) destacam que os resultados de Shimer (2007), baseados no filtro HP, são sensíveis ao tipo do filtro. Os autores usam os mesmos dados de Shimer e comparam os resultados obtidos a partir do filtro HP com o de Baxter e King (1999) – filtro que sugerem ser mais adequado. Seus resultados indicam que, diferentemente de Shimer, o papel de x_t para a dinâmica do desemprego se torna tão importante quanto o de f_t .

Tanto as equações (1.10) como a (1.11) podem ser representadas da seguinte maneira:

$$du_t^{eq} = du_t^x + du_t^f + \varepsilon_t$$

Esse formato permite quantificar quanto da variabilidade de cada componente explicaria a variabilidade total do desemprego de equilíbrio (u_t^{eq}). Em outras palavras, podemos reescrever a variância da expressão acima a partir de covariâncias⁷:

$$\begin{aligned} \text{Var}[du_t^{eq}] &= \text{Var}[du_t^x] + \text{Var}[du_t^f] + \text{Var}[\varepsilon_t] + 2\text{Cov}[du_t^x, du_t^f] + 2\text{Cov}[du_t^x, \varepsilon_t] \\ &\quad + 2\text{Cov}[du_t^f, \varepsilon_t] \\ &= \text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^x] + \text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^f] + \text{Cov}[du_t^{eq}, \varepsilon_t] \end{aligned}$$

Ao dividir ambos os lados da equação pela variância do desemprego de equilíbrio, conseguimos identificar a importância que cada componentes tem para explicar sua variância:

$$1 = \beta^x + \beta^f + \beta^\varepsilon$$

$$\text{Em que, } \beta^x = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^x]}{\text{Var}[du_t^{eq}]}, \beta^f = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^f]}{\text{Var}[du_t^{eq}]} \text{ e } \beta^\varepsilon = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, \varepsilon_t]}{\text{Var}[du_t^{eq}]}.$$

1.2.4 Transições considerando três possíveis estados

Para contemplar o caso daqueles que estão fora da força de trabalho (denotados por “O”), nos voltamos a equação (6). No entanto, como Shimer (2007) indica, não é possível resolver o sistema analiticamente. Como o exercício de decomposição do desemprego ocorre usando o componente de *steady-state* em cada t , usamos a abordagem de Petrongolo e Pissarides (2008) para que os resultados também venham a refletir as transições para O e de O.

⁷ Suponha que $R = A + B$. Como $\text{Cov}[A + B, R] = \text{Cov}[A, R] + \text{Cov}[B, R]$, logo podemos usar a lógica inversa para reescrever a somatória das covariâncias: $\text{Var}[R] = \text{Cov}[A, A] + \text{Cov}[B, B] + 2\text{Cov}[A, B]$. Ou seja, $\text{Var}[R] = (\text{Cov}[A, A] + \text{Cov}[B, A]) + (\text{Cov}[B, B] + \text{Cov}[A, B])$, que também pode ser escrita como $\text{Var}[R] = \text{Cov}[A + B, A] + \text{Cov}[A + B, B] = \text{Cov}[R, A] + \text{Cov}[R, B]$.

A contabilidade das transições envolvendo a inatividade exige uma redefinição das taxas envolvidas, visto que mais possibilidades agora estão em jogo. Dessa forma, assuma que $f_{O,t}$ seja a transição originada no desemprego em direção a inatividade ($U \rightarrow O$); $f_{E,t}$ a transição do desemprego para o emprego ($U \rightarrow E$); $x_{O,t}$ as transições do emprego para a inatividade ($E \rightarrow O$); $x_{U,t}$ a taxa de transição do emprego para o desemprego ($E \rightarrow U$); $o_{U,t}$ as transições originadas na inatividade para o desemprego ($O \rightarrow U$); e $o_{E,t}$ a taxa da inatividade para o emprego ($O \rightarrow E$). Portanto, em *steady-state*, os fluxos de entrada e saída se equivalem de tal forma que podemos representar a condição para desemprego e emprego, respectivamente, a partir das equações abaixo:

$$\underbrace{x_{U,t}E_t + o_{U,t}O_t}_{\text{ingresso em U}} = \underbrace{(f_{O,t} + f_{E,t})U_t}_{\text{saída de U}}$$

$$\underbrace{f_{E,t}E_t + o_{E,t}O_t}_{\text{ingresso em E}} = \underbrace{(x_{O,t} + x_{U,t})E_t}_{\text{saída de E}}$$

Para reduzir a dimensão do problema de 3 para 2 variáveis, isolamos a inatividade (O_t) na equação de equilíbrio de desemprego e substituindo na equação seguinte, conseguimos representar a taxa de desemprego de equilíbrio usando as taxas de transição (ver Apêndice 1). Usando a mesma notação que Petrongolo e Pissarides (2008), conseguimos representar a taxa de desemprego de equilíbrio da seguinte maneira:

$$u_t^{\text{eq}} = \frac{(x_{U,t} + i_{U,t})}{(x_{U,t} + i_{U,t}) + (f_{E,t} + i_{E,t})} =$$

Em que $i_{U,t} = x_{O,t} \left(\frac{o_{U,t}}{o_{U,t} + o_{E,t}} \right)$ e $i_{E,t} = f_{O,t} \left(\frac{o_{E,t}}{o_{U,t} + o_{E,t}} \right)$ representam, respectivamente, a contribuição da inatividade para x_t e f_t .

Log-Linearização

Usando a log-linearização para obter a dinâmica do desemprego, temos (ver Apêndice 1):

$$\dot{u}_t^{\text{eq}} = (1 - \bar{u}_t^{\text{eq}})(\dot{x}_{U,t} s_{Xu,t} + \dot{i}_{U,t} s_{Iu,t}) - (1 - \bar{u}_t^{\text{eq}})(\dot{f}_{E,t} s_{Fe,t} + \dot{i}_{E,t} s_{Ie,t}) + \varepsilon_t$$

Em que:

$$s_{Xu,t} = \left(\frac{\bar{x}_{U,t}}{\bar{x}_{U,t} + \bar{i}_{U,t}} \right) \text{ e } s_{Iu,t} = \left(\frac{\bar{i}_{U,t}}{\bar{x}_{U,t} + \bar{i}_{U,t}} \right)$$

$$s_{Fe,t} = \left(\frac{\bar{f}_{E,t}}{\bar{f}_{E,t} + \bar{i}_{E,t}} \right) \text{ e } s_{Ie,t} = \left(\frac{\bar{i}_{E,t}}{\bar{f}_{E,t} + \bar{i}_{E,t}} \right)$$

Da mesma maneira pela qual as equações (10) e (11) foram obtidas e, posteriormente, decompostas, agora podemos fazê-lo analisando, também, as contribuições da inatividade. Portanto, temos:

$$\ln \left(\frac{u_t^{eq}}{\bar{u}_t^{eq}} \right) = (1 - \bar{u}_t^{eq}) \left[\ln \left(\frac{x_{U,t}}{\bar{x}_{U,t}} \right) s_{Xu,t} + \ln \left(\frac{i_{U,t}}{\bar{i}_{U,t}} \right) s_{Iu,t} \right] - (1 - \bar{u}_t^{eq}) \left[\ln \left(\frac{f_{E,t}}{\bar{f}_{E,t}} \right) s_{Fe,t} + \ln \left(\frac{i_{E,t}}{\bar{i}_{E,t}} \right) s_{Ie,t} \right] + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

Outro caso que ilustra a dinâmica do desemprego usa como componente de *steady-state* a primeira diferença. Dessa forma, temos a seguinte decomposição:

$$\Delta \ln(u_t^{eq}) = (1 - \bar{u}_{t-1}^{eq}) [\Delta \ln(x_{U,t}) s_{Xu,t} + \Delta \ln(i_{U,t}) s_{Iu,t}] - (1 - \bar{u}_{t-1}^{eq}) [\Delta \ln(f_{E,t}) s_{Fe,t} + \Delta \ln(i_{E,t}) s_{Ie,t}] + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

Decomposição

Com a presença das taxas de transição ligadas à inatividade, conseguimos decompor a variância do desemprego em mais componentes. De maneira similar, as equações (1.12) e (1.13) podem ser representadas da seguinte maneira:

$$du_t^{eq} = du_t^{xU} + du_t^{iU} + du_t^{fE} + du_t^{iE} + \varepsilon_t$$

Com isso, obtemos cinco componentes explicando a variância do desemprego:

$$1 = \beta^{xU} + \beta^{iU} + \beta^{fE} + \beta^{iE} + \beta^\varepsilon$$

em que:

$$\beta^{xU} = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^{xU}]}{\text{Var}[du_t^{eq}]}, \beta^{iU} = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^{iU}]}{\text{Var}[du_t^{eq}]}, \beta^{fE} = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^{fE}]}{\text{Var}[du_t^{eq}]}, \beta^{iE} = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, du_t^{iE}]}{\text{Var}[du_t^{eq}]}$$

e $\beta^\varepsilon = \frac{\text{Cov}[du_t^{eq}, \varepsilon_t]}{\text{Var}[du_t^{eq}]}$.

Para fins de comparação com os resultados envolvendo somente duas ocupações, representamos as taxas de transição pela soma. Ou seja, β^x está para $\beta^{xU} + \beta^{iU}$, assim como β^f está para $\beta^{fE} + \beta^{iE}$.

1.2.5 Heterogeneidade

As probabilidades de transição entre as diferentes ocupações podem estar sujeitas a efeitos de “composição”. Isso significa dizer que, ao longo dos ciclos, seu comportamento poderia ser o resultado da composição dos indivíduos em cada período e não necessariamente um resultado que se aplica a maioria das pessoas. Para que possamos avaliar se a heterogeneidade é relevante para o agregado, estimamos as probabilidades de mudança de situação dos indivíduos a partir de sua ocupação (empregado, desempregado ou inativo) empregando um modelo Logit Multinomial. Essa abordagem difere de Shimer (2007), que realiza sua análise sobre heterogeneidade dando enfoque ao tempo de duração no desemprego e para o desemprego de curto-prazo. Shimer constrói novas medidas de probabilidade e as analisa graficamente, uma a uma, para região metropolitana, idade, sexo, raça, educação, status matrimonial e razões para o desemprego.

No caso do modelo Logit Multinomial, a variável dependente é representada pela transição dos indivíduos entre entrevistas de meses consecutivos (1^a e 2^a, 2^a e 3^a, 3^a e 4^a, 5^a e 6^a, 6^a e 7^a e entre 7^a e 8^a entrevistas⁸. Consideremos, por exemplo, um indivíduo que se encontra na 1^a entrevista como empregado. Este trabalhador estará, na 2^a entrevista, em uma de três situações possíveis: continuará como empregado (0), irá para o desemprego (1) ou para a inatividade (2).

⁸ Também avaliamos o caso em que só estiveram presentes indivíduos entre a primeira e a segunda entrevistas. Os coeficientes estimados se mantiveram próximos e com sinais iguais. Dessa forma, resolvemos continuar com as estimações contemplando todas as entrevistas disponíveis entre meses consecutivos, por oferecer uma amostra significativamente maior.

Seja i um indivíduo, tal que $i \in \{1, 2, \dots, N\}$, j uma ocupação, em que $j \in \{0, 1, 2\}$, e X_i suas características, tal que $X_i\beta_j$ seja o preditor linear para tal característica. Então a probabilidade de um indivíduo i escolher a ocupação j é modelada abaixo:

$$P(Y_i = j) = P_{ij} = \frac{\exp(X_i\beta_j)}{1 + \sum_{k=0}^2 \exp(X_i\beta_k)}$$

A estimação deste modelo é feita por máxima verossimilhança. Como as variáveis dependentes são discretas, os coeficientes estimados devem ser interpretados com relação à variável omitida e com relação à transição omitida.

A escolha dos regressores foi feita baseada em Curi e Menezes (2006). As estimações, portanto, consideraram como regressores: região metropolitana (variável V035), sexo (variável V203), idade (variável V234), idade ao quadrado, grau de escolaridade (variável VDAE2), tempo na ocupação (variável V427 para “empregado”; V453, V454 e V456 para “desempregado” e “inativo”) e *dummy* temporal (para cada mês).

Como o período analisado abrange quase uma década (março de 2002 até dezembro de 2010), uma estimação que considere todo o período parte do pressuposto de que os coeficientes sejam constantes ao longo da década. Para contornar eventuais instabilidades nos parâmetros ao longo do tempo, quebramos a estimação por ano (o Apêndice 2 disponibiliza as estimações realizadas).

Para calcular as probabilidades previstas médias em cada mês, calculamos a média das probabilidades individuais:

$$\bar{P}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}_{i,t}$$

Em que $\bar{P}_t$ é calculada para cada indivíduo usando os valores observados dos regressores. A análise do efeito da heterogeneidade se baseia na comparação dos ciclos obtidos a partir das estimações feitas com e sem controles. Em outras palavras, se a heterogeneidade se mostrar

muito relevante para o comportamento cíclico, identificaremos comportamentos muito distintos entre os obtidos com e sem os controles.

1.3 Evidência brasileira

As evidências empíricas aqui geradas foram baseadas inteiramente na Pesquisa Mensal de Emprego (PME), cujo responsável é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As séries de tempo usadas foram geradas a partir dos fluxos, também criados, de trabalhadores com periodicidade mensal. Antes de serem usados, os fluxos foram ajustados sazonalmente com o auxílio do filtro X-12 disponível no Eviews. Na sequência, as séries de tempo de interesse geradas foram trimestralizadas⁹ através de médias dos meses correspondentes a cada trimestre. As únicas exceções se aplicam às séries geradas pelo modelo Logit Multinomial que foram ajustadas sazonalmente na última etapa. Por final, as séries foram log-linearizadas, usando os ciclos dos filtros Hodrick-Prescott (HP) e Baxter-King (BK), além dos ciclos após remoção da tendência por primeira diferença, como feito em Petrongolo e Pissarides (2008). Como forma de análise de sensibilidade, além de empregar dois tipos de filtro, estaremos analisando cinco diferentes tipos de estatísticas: (i) “Desemprego CP”, que emprega uma medida que desemprego de curto prazo a partir do questionário da PME (assim como feito por Shimer (2007); (ii) “Fluxos Ajustados (2 ocupações)”, que emprega fluxos de trabalhadores a partir do emparelhamento de painéis e considera só a possibilidade de desemprego e emprego; (iii) “Fluxos Ajustados (3 ocupações)”, que emprega fluxos de trabalhadores do emparelhamento de painéis e segue de perto o trabalho de Petrongolo e Pissarides (2008), considerando, também, os inativos; (iv) “Logit Multinomial (sem controle)”, que usa o instrumental do logit multinomial sem fazer distinção de idiosincrasias; e (v) “Logit Multinomial (com controle)”, em que controla para heterogeneidade dos indivíduos. A discussão das evidências está dividida em três partes: estatísticas descritivas (média e desvio padrão), correlação contemporânea das variáveis com indicadores de atividade (PIB e taxa de desemprego) e decomposição do desemprego entre seus componentes.

⁹ Não trabalhamos com as séries mensais por dois motivos: primeiramente o foco sobre o trimestre permite que os dados aqui gerados possam ser utilizados em modelos macroeconômicos que trabalhem com a literatura de busca de emprego e, além disso, as publicações mencionadas na revisão de literatura analisam o trimestre, o que nos permite dialogar com as mesmas.

Partindo da metodologia aqui empregada, para entender o desemprego partimos das probabilidades de um empregado se tornar desempregado (X_t) e de um desempregado se tornar empregado (F_t). A Tabela 1 nos oferece uma primeira ideia de magnitude, a partir das diferentes abordagens mencionadas, de ambas as margens da dinâmica do desemprego.

Atentando, primeiramente, para as médias, nos chamam a atenção: a aparente consistência dos resultados de $F_t > X_t$, independente da metodologia escolhida; a clara disparidade no comportamento entre a metodologia em que Shimer emprega uma medida de desemprego de curto prazo (Desemprego CP) com relação as outras abordagens, que indicam probabilidades superiores; e um ligeiro aumento de F_t e X_t , em relação as outras abordagens, no caso dos fluxos com 3 ocupações.

Considerando ambas as classificações (vide explicação no início da seção Metodologia) analisadas, são poucos os resultados. Relativamente à classificação 1 (classificação de desemprego empregada pelo IBGE), percebemos uma queda em todas F_t e um leve aumento em praticamente todas X_t , sendo mais afetados o caso dos fluxos ajustados com 2 ocupações (em que F_t apresenta uma queda aproximada de 5 pontos percentuais e X_t um aumento de quase 2 pontos percentuais). De maneira geral, esses resultados eram esperados em decorrência das mudanças de classificação. Ou seja, ao reclassificarmos parte dos inativos como desempregados (caso da classificação 2), elevamos a base de pessoas procurando trabalho (forçando a redução da probabilidade de um desempregado achar um emprego) e passamos a considerar os trabalhadores que deixavam o emprego para a inatividade (elevando a probabilidade de um empregado se encontrar desempregado). O caso dos fluxos ajustados com 2 ocupações é mais afetado justamente por não levar em conta os fluxos envolvendo a inatividade. Vale ressaltar que para o caso dos fluxos ajustados com 3 ocupações, apesar do aumento similar em F_t , essa categoria apresenta F_t praticamente inalterado.

O caso dos Logit Multinomiais nos permite analisar a sensibilidade dos resultados suprimindo a hipótese de homogeneidade dos trabalhadores. Comparando os resultados para ambas as classificações, percebemos que aqui as mudanças ocorrem somente sobre F_t (mantendo a redução observada nos outros casos). A outra dimensão da análise ocorre na comparação dos resultados estimados a partir de um modelo com e sem controles. Apesar de todos os

resultados sugerirem probabilidades maiores no caso dos modelos com controles, as maiores mudanças (diferença de 1.22 para F_t) residem na classificação 1.

Tabela 1: Média e Desvio Padrão

	Classificação 1		Classificação 2	
	F_t	X_t	F_t	X_t
Média das séries*				
Desemprego CP	6.48	0.67	5.48	1.13
Fluxos Ajustados (2 ocupações)	20.17	1.77	15.33	3.31
Fluxos Ajustados (3 ocupações)	27.45	3.62	27.30	5.56
MLogit (com controles)	17.16	1.56	13.94	1.56
MLogit (sem controles)	15.94	1.44	13.14	1.44
Desvio Padrão dos Ciclos (filtro HP)*	F_t	X_t	F_t	X_t
Desemprego CP	25.75	13.38	21.41	12.19
Fluxos Ajustados (2 ocupações)	8.27	13.31	8.38	8.41
Fluxos Ajustados (3 ocupações)	4.06	6.91	3.96	5.71
MLogit (com controles)	7.13	10.94	6.47	10.94
MLogit (sem controles)	7.37	11.56	7.25	11.55
Desvio Padrão dos Ciclos (filtro BK)*	F_t	X_t	F_t	X_t
Desemprego CP	15.43	12.78	9.92	11.50
Fluxos Ajustados (2 ocupações)	7.44	12.30	7.97	7.52
Fluxos Ajustados (3 ocupações)	3.54	6.15	3.70	5.01
MLogit (com controles)	6.13	10.21	5.76	10.23
MLogit (sem controles)	6.22	10.98	6.56	10.98

(*) Expresso em pontos percentuais.

Ciclos obtidos como desvios das séries em log.

Nossa análise dos ciclos se inicia dando atenção ao desvio padrão do logaritmo natural das séries. Essa estatística é importante para entender os resultados das decomposições do desemprego, visto que o foco do estudo se dá sobre os ciclos. Dessa forma, a maior dispersão de um dos componentes do desemprego seria um primeiro indício de sua importância para explicar a variabilidade do desemprego.

De acordo com Fujita e Ramey (2006), os resultados da decomposição do desemprego podem estar sujeitos ao tipo de filtro aplicado. Dessa forma, para contemplar uma maior abrangência de resultados, analisamos os ciclos a partir do filtro Hodrick-Prescott e do filtro de Baxter e

King (1999)¹⁰. Além disso, seguindo Fujita e Ramey (2009), também estendemos a análise usando como referência de *steady-state* o componente de 1ª diferença.

Ainda de acordo com os dados expostos na Tabela 1, percebemos certa contradição nos resultados. Levando em consideração o caso do filtro HP, enquanto que a metodologia usada com desemprego de curto prazo sugere que há certa supremacia de F_t em relação a X_t (com diferenças próximas de 10 pontos percentuais em ambas as classificações), todas as outras abordagens sugerem que a variabilidade de F_t seja inferior a de X_t . Esse resultado, no entanto, muda muito quando consideramos o caso do filtro BK. Este último filtro, apesar de manter a diferença entre F_t e X_t para a maioria das abordagens, muda o cenário para a metodologia de Desemprego CP, tornando a diferença entre as probabilidades praticamente inexistentes (aproximadamente 1.5 pontos percentuais em favor de F_t para a classificação 1 e 1.5 em favor de X_t para a classificação 2).

Tabela 2: Correlação contemporânea com o PIB

	Classificação 1		Classificação 2	
	F_t	X_t	F_t	X_t
Filtro HP*				
Desemprego CP	25.34	-43.84	15.48	-39.24
Fluxos Ajustados (2 ocupações)	3.51	-30.54	15.76	-38.08
Fluxos Ajustados (3 ocupações)	-6.51	-41.09	8.78	-16.53
MLogit (com controles)	2.54	-33.04	0.98	-32.92
MLogit (sem controles)	-5.16	-37.22	-6.20	-37.16
Filtro BK*	F_t	X_t	F_t	X_t
Desemprego CP	47.37	-42.62	25.94	-38.52
Fluxos Ajustados (2 ocupações)	8.13	-25.64	23.38	-39.92
Fluxos Ajustados (3 ocupações)	-3.17	-41.10	19.28	-10.66
MLogit (com controles)	12.19	-27.44	7.15	-27.47
MLogit (sem controles)	3.66	-32.60	-0.86	-32.65

(*) Correlação dos ciclos expressa em pontos percentuais.

¹⁰ Para o filtro HP usamos $\lambda=1600$, enquanto o filtro BK se baseia em $pu=32$ / $pl=6$, em que pu e pl indicam, respectivamente, o maior e o menor período dos ciclos captados. Como estamos lidando com trimestres, isso significa que os componentes cíclicos analisados têm entre 1.5 e 8 anos. Visto que é praxe parametrizar os ciclos brasileiros a partir dos EUA, a escolha de pu e pl têm como base sugestões feitas pelo Federal Reserve of Cleveland (disponível no site <http://www.clevelandfed.org/research/models/bandpass/bpassm.txt>).

Na segunda etapa discutimos as correlações contemporâneas que F_t e X_t têm com indicadores de atividade. A Tabela 2 resume os resultados das correlações com o PIB. Considerando o filtro HP, nos chamam a atenção: os resultados de X_t sugerem ser consistentes, ou seja, invariante em relação ao tipo de metodologia; as correlações entre PIB e X_t são estritamente negativa (anti-cíclica) e relativamente próximas (entre -30 e -43 pontos percentuais, exceto o fluxo ajustado com 3 ocupações na classificação 2 que exibe um resultado de -16 pontos percentuais). No caso das correlações entre PIB e F_t , os resultados são sensíveis ao método usado. Novamente, o uso do desemprego de curto prazo, Desemprego CP, gera os resultados mais significativos (25.75 e 21.41 para as classificações 1 e 2). A maior sensibilidade se encontra na mudança de sinal (de -6.51 para 8.78 para as classificações 1 e 2) no caso dos fluxos ajustados com 3 ocupações. Além disso, o caso dos fluxos ajustados com 2 ocupações apresenta uma elevação pouco maior de 10 pontos percentuais (de 3.51 para 15.76).

Já em relação ao filtro BK, de maneira geral os resultados se mantêm: X_t se mantém relativamente invariante ao método, com resultados anti-cíclicos; e as F_t se mostram sensíveis ao método usado. No entanto, verificamos que o filtro BK eleva consideravelmente as probabilidades F_t (aproximadamente 20 e 10 pontos percentuais para Desemprego CP, por exemplo, nas classificações 1 e 2).

Para melhor entendimento da dinâmica das correlações, as Gráficos 1 e 2 ilustram, respectivamente, a dinâmica das correlações entre F_t e PIB e entre X_t e PIB, com leads e lags de até 3 trimestres. A correlação entre X_t e PIB apresenta, como sugere a Tabela 2, resultados próximos entre os diferentes métodos e classificações. Além disso, o ponto mínimo, que se encontra entre -1 e +1, sugere que os co-movimentos de X_t e PIB sejam contemporâneos.

Já as correlações entre F_t e PIB tornam visíveis o comportamento dispare de cada método e classificação. Com exceção dos fluxos ajustados de 2 ocupações (para a classificação 1 e filtro HP) e dos fluxos ajustados de 3 ocupações (para a classificação 1 e ambos os filtros), todas as correlações apresentam um ponto de máximo em torno de 0 e +1 trimestre. As exceções mencionadas acima sugerem que F_t tenha algum efeito duradouro com relação ao PIB, carregando seu efeito sobre o emprego nos trimestres seguintes.

Gráfico 1: Correlação entre PIB(t) e F(t+i)

Gráfico 2: Correlação entre PIB(t) e X(t+i)

No caso dos resultados dos modelos Logit Multinomial, as correlações contemporâneas se elevam para o caso com controles. Os Gráficos 3, 4, 5 e 6 mostram como a dinâmica das correlações se comporta. Assim como nos métodos anteriores, as correlações entre X_t e PIB parecem não ser afetadas pela presença de controles. Cenário diferente é encontrado nas correlações entre F_t e PIB. A presença de heterogeneidade parece atuar em duas frentes: trazendo o ponto de máximo para mais próximo de zero (no caso sem controle o ponto de máximo sugere que F_t reaja com 1 trimestre de atrasado em relação ao PIB) e deixando o comportamento da correlação mais simétrico em torno de zero.

Gráfico 3: Correlação entre PIB(t) e F(t+i) – Logit Multinomial

Gráfico 4: Correlação entre PIB(t) e X(t+i) – Logit Multinomial

Gráfico 5: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e F(t+i) – Logit Multinomial

Gráfico 6: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e X(t+i) – Logit Multinomial

A Tabela 3 traz como indicador de atividade a taxa de desemprego. Assim como no caso do PIB como indicador, as probabilidades X_t apresentam um comportamento invariante aos métodos usados e com números mais expressivos (agora positivos) para a classificação 1. No entanto, percebemos que a mudança da classificação 1 para a 2 apresenta uma queda acentuada de X_t - com quedas de mais da metade. Curiosamente, as probabilidades F_t com classificação 1, exceto os fluxos ajustados de 3 ocupações, também se mostram pró-cíclicos. Esse resultado muda, quando analisamos a classificação 2, se tornando praticamente acíclico.

Tabela 3: Correlação contemporânea com a Tx. Desemprego

	Classificação 1		Classificação 2	
	F_t	X_t	F_t	X_t
Filtro HP*				
Desemprego CP	23.40	54.11	32.85	28.18
Fluxos Ajustados (2 ocupações)	17.93	65.54	9.76	24.77
Fluxos Ajustados (3 ocupações)	-1.27	61.98	-1.97	20.84
MLogit (com controles)	25.33	61.98	7.56	34.88
MLogit (sem controles)	22.86	61.54	-1.38	31.71
Filtro BK*	F_t	X_t	F_t	X_t
Desemprego CP	21.59	50.34	27.95	23.93
Fluxos Ajustados (2 ocupações)	24.13	70.05	7.36	21.88
Fluxos Ajustados (3 ocupações)	4.55	67.27	-3.22	15.87
MLogit (com controles)	37.60	66.60	6.68	32.84
MLogit (sem controles)	33.14	64.03	-6.06	26.91

(*) Correlação dos ciclos expressa em pontos percentuais.

O Gráfico 8, que ilustra as correlações entre X_t e Taxa de Desemprego, deixa claro que as mesmas são pró-cíclicas e claramente se adiantam à Taxa de Desemprego em 1 trimestre. Já o Gráfico 7 nos auxilia a entender um pouco das correlações positivas obtidas. De acordo com as gráficos de classificação 1, exceto Desemprego CP, as probabilidades F_t reagem com um certo atraso, mas indicam tendência de queda (iniciada com 2 trimestres de antecedência). Quando analisamos a classificação 2, exceto o Logit Multinomial e o fluxo ajustado de 2 ocupações (que sugerem um comportamento acíclico), o fluxo ajustado de 3 ocupações indica um atraso por parte de F_t entre 1 e 2 trimestres e o Desemprego CP mantém o comportamento pró-cíclico identificado antes.

Gráfico 7: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e $F(t+i)$

Gráfico 8: Correlação entre Tx. Desemprego(t) e $X(t+i)$

A terceira etapa desta seção reserva espaço para discutirmos a decomposição do desemprego. A Tabela 4 expõe os resultados, obtidos com os filtros HP, BK e 1ª Diferença, para o método de Shimer (que considera o desemprego de curto-prazo como medida para a construção das probabilidades) e os fluxos ajustados com 2 ocupações em cada tipo de classificação. Além disso, usamos a correlação entre a taxa de desemprego artificial (u_t^{eq}) e a observada como artifício de validação dos dados gerados.

Tabela 4: Decomposição do Desemprego – 2 ocupações

	Filtro HP		Filtro BK		1ª Diferença	
Classificação 1	F_t	X_t	F_t	X_t	F_t	X_t
β^f	0.09	-0.01	0.12	-0.13	0.14	0.25
β^x	0.01	1.00	0.04	1.13	0.02	0.74
Soma	0.10	0.99	0.16	1.00	0.16	0.99
Classificação 2	F_t	X_t	F_t	X_t	F_t	X_t
β^f	0.31	0.56	0.17	0.63	0.28	0.37
β^x	0.04	0.44	0.20	0.37	0.00	0.64
Soma	0.35	1.00	0.37	1.00	0.28	1.01
Corr[Desemprego; u^{eq}]*	Classificação 1			Classificação 2		
Desemprego CP	13.94			14.84		
Fluxo Ajustado	97.82			96.38		

(*) Expresso em pontos percentuais.

O Filtro HP usa $\lambda = 1600$, enquanto o Filtro BK se baseia em $pu/pl = 32/6$.

Atentando para a Tabela 4, a medida de Desemprego CP se mostra um resultado não tão confiante, relativo às outras métricas e considerando o tamanho da amostra da PME, para a decomposição do desemprego. Isso decorre tanto da correlação muito baixa que a série artificial de desemprego (u_t^{eq}), gerada a partir das taxas obtidas pelo método, tem com a série observada, como da soma dos coeficientes de ambas as margens (f_t e x_t) que indicam haver um papel considerável do resíduo. No entanto, vale ressaltar que a metodologia de Shimer favorece quase sempre a margem de f_t , tendo somente um caso em que as margens de atuação são próximas (caso em que $\beta^f = 0.17$ e $\beta^x = 0.20$). Ainda na Tabela 4, a abordagem com fluxos ajustados se mostra mais relevante, visto que as correlações das séries artificiais com a

observada são próximas de 1 e que a soma dos coeficientes também o são. Focando somente sobre os resultados obtidos através dos filtros, enquanto que a classificação 1 sugere certa supremacia da margem x_t (com praticamente toda a responsabilidade pela variância do desemprego decorrente de x_t), a classificação 2 inverte esse contexto, dando maior papel à margem f_t (0.56 e 0.63 para os filtros HP e BK, respectivamente). Quanto aos resultados obtidos com a 1ª Diferença, eles se mantêm praticamente invariantes, sugerindo que a margem x_t seja responsável por grande parte da variabilidade da taxa de desemprego (0.74 e 0.64 para as classificações 1 e 2, respectivamente).

Tabela 5: Decomposição do Desemprego – 3 ocupações

	Classificação 1			Classificação 2		
	Filtro HP	Filtro BK	1a Diferença	Filtro HP	Filtro BK	Filtro HP
β^{fE}	-0.14	-0.21	0.10	-0.12	-0.13	-0.03
β^{iE}	0.17	0.21	0.07	0.38	0.46	0.21
β^{iU}	0.78	0.87	0.58	0.50	0.50	0.54
β^{xU}	0.13	0.11	0.27	0.20	0.14	0.28
Soma	0.94	0.98	1.02	0.96	0.97	1.00
$\beta^{iE} + \beta^{iU}$	0.30	0.32	0.34	0.58	0.60	0.49
Corr[Desemprego; u^{eq}]*	97.96			95.83		

(*) Expresso em pontos percentuais.

O Filtro HP usa $\lambda = 1600$, enquanto o Filtro BK se baseia em $pu/pl = 32/6$.

Ao incluir a modalidade que contempla três ocupações, os resultados são decompostos em 4 componentes: dois referentes à saída do desemprego (β^{fE} e β^{iE}) e outros dois relacionados ao ingresso no desemprego (β^{xU} e β^{iU}). Os resultados, expostos na Tabela 5, se mostram ricos na medida em que a correlação das séries artificiais de desemprego são próximas de 1, assim como a soma dos coeficientes usados na decomposição.

Considerando, primeiramente, somente os resultados obtidos com os filtros na classificação 1, o componente β^{xU} é responsável pela maior parte da variabilidade do desemprego (0.78 e 0.87 para os filtros HP e BK, respectivamente). A classificação 2 ainda mantém β^{xU} com grande responsabilidade (50 por cento de responsabilidade para ambos os filtros), mas outro componente também ganha destaque: β^{iE} (com 0.38 e 0.46 para os filtros HP e BK,

respectivamente). Ou seja, além das transições diretas entre emprego-desemprego (dada por β^{xU}), as transições indiretas entre desemprego-inatividade-emprego (dada por β^{iE}) passam a desempenhar um papel mais relevante. Outro ponto de interessante decorre das transições entre desemprego-emprego (dada por β^{fE}) que, com a inclusão de três ocupações, contribui negativamente para a decomposição.

Da mesma forma, os resultados obtidos com a 1ª Diferença nos sugerem que o componente relevante é β^{xU} (com 0.58 e 0.54 nas classificações 1 e 2, respectivamente). Além disso, o segundo componente que mais contribui é aquele que trata das transições entre emprego-inatividade-desemprego (dada por β^{iU}). Para se ter uma idéia mais clara, as transições envolvendo inatividade explicam em torno de um terço e metade da volatilidade do desemprego para a classificação 1 e 2, respectivamente (penúltima linha da Tabela 5).

De forma geral, se somarmos os componentes envolvidos com o ingresso ao desemprego e os componentes envolvidos com a saída do desemprego, tornamos os resultados comparáveis os expostos na Tabela 4. Esse exercício, disponível na Tabela 6, sugere que o grande responsável pela variabilidade do desemprego é a margem de ingresso no desemprego.

Tabela 6: Decomposição do Desemprego – comparação

	Classificação 1			Classificação 2		
	Filtro HP	Filtro BK	1a Diferença	Filtro HP	Filtro BK	1a Diferença
3 Ocupações						
$\beta^{fE} + \beta^{iE}$	0.03	0.00	0.17	0.26	0.33	0.18
$\beta^{xU} + \beta^{iU}$	0.91	0.98	0.85	0.70	0.64	0.82
2 Ocupações						
β^f	-0.01	-0.13	0.25	0.56	0.63	0.37
β^x	1.00	1.13	0.74	0.44	0.37	0.64

O Filtro HP usa $\lambda = 1600$, enquanto o Filtro BK se baseia em $pu/pl = 32/6$.

A inclusão da inatividade, portanto, eleva a parcela de responsabilidade no caso do exercício em 1ª Diferença (elevando de 0.74 para 0.85 e de 0.64 para 0.82 para as classificações 1 e 2, respectivamente). No caso dos filtros HP e BK, a grande mudança se encontra na classificação 2. Enquanto que o cenário com 2 ocupações concede à margem dos que deixam

o desemprego (β^f) grande parte da responsabilidade da explicação da variabilidade do desemprego, o cenário com 3 ocupações inverte esse resultado deixando a outra margem como responsável. Essa inversão, no entanto, não leva os resultados próximos aos extremos. A margem daqueles que ingressam no desemprego, nesse caso, vai de 0.44 e 0.37 (para o filtro HP e BK, respectivamente) para 0.70 e 0.64.

De maneira geral, o que se observa, da Tabela 6, é que o papel da margem de ingresso no desemprego é relevante. Enquanto que a classificação 1, usada pelo IBGE, indica que a essa margem seja preponderante, explicando, minimamente, dois terços (0.74, no caso da 1ª Diferença na abordagem com 2 ocupações), a classificação 2 sugere queda relativa no papel desta margem, apesar de ainda indicar que sua responsabilidade não deve ignorada – com o menor resultado sendo 0.37, no caso do filtro BK e com a abordagem de 2 ocupações.

1.4 Comparação com a literatura internacional

Uma melhor compreensão das evidências brasileiras pode ser obtida ao contextualizarmos com outros países. Usamos os dados disponíveis de dois artigos: Shimer (2007)¹¹ e Petrongolo e Pissarides (2008)¹². Enquanto Shimer cobre os EUA, ganhamos algum *insight* da Europa (no caso, Espanha e Reino Unido¹³) com o segundo artigo¹⁴. Ambos os artigos fornecem as séries com periodicidades maiores do que as utilizadas no exercício abaixo. Os resultados apresentados da decomposição do desemprego para os países em questão estão divididos em duas amostras: uma que tem início em 2002-T2, para que as comparações se situem em uma temporalidade mais próximo equivalente com o Brasil, e outra que abrange toda a amostra de cada país.

¹¹ Os dados referentes aos EUA foram construídos por Robert Shimer. Para maiores detalhes, ver Shimer (2007) e seu site <http://sites.google.com/site/robertshimer/research/flows>.

¹² Além dos artigos aqui mencionados, outro estudo, realizado por Elsby *et al.* (2008), calcula a decomposição do desemprego para os países da OECD.

¹³ Petrongolo e Pissarides (2008) disponibilizam duas bases de dados para o Reino Unido (LFS e o que os autores denominam de *Claimant Count*). No entanto, nos apoiamos na base de dados LFS que, além de se aproximar do formato da CPS dos EUA e da PME do Brasil – um painel rotativo –, contempla tanto aqueles trabalhadores que se tornaram desempregados e pediram auxílio desemprego, como aqueles que não o fizeram (característica necessária para a base de *Claimant Count*).

¹⁴ Apesar de Petrongolo e Pissarides (2008) também usarem a França como elemento da sua amostra europeia, preferimos deixá-la de fora. Enquanto Espanha e Reino Unido dispõem de dados envolvendo inatividade, a França cobre somente o caso com 2 ocupações.

Países em que os mercados de trabalho sejam fortemente regulamentados (a exemplo da França, como mostra Petrongolo e Pissarides (2008)) tenderão a apresentar baixo *turnover* e, portanto, baixo poder de explicação originado nos fluxos de ingresso para o desemprego. Em outras palavras, isso seria, em parte, um reflexo da escolha de firmas em evitar demissões. Assim, seria comum encontrar a maior parte da variação resultando da escolha das firmas em contratar ou não mão de obra. Usando como proxy do grau de regulamentação o indicador de proteção do emprego da OECD (vide Tabela 8), dentre os países analisados, temos EUA e Reino Unido como menos regulamentados, Espanha representando o extremo oposto, com legislação trabalhista mais protetora, e o Brasil se situando como intermediário nessa amostra. Desse quadro, seria de se esperar que EUA e Reino Unido tivessem ambas as margens atuantes para explicar a decomposição do desemprego, e Espanha com a margem de influxo para o desemprego com uma parcela menor de responsabilidade. O indicador produzido pela OECD, EPL (*Employment Protection Legislation*)¹⁵, é uma média de sub-indicadores gerados pela organização que abrangem (i) a proteção de trabalhadores permanentes com relação a demissões, (ii) regulação de trabalhos temporários e (iii) requerimentos específicos para demissões coletivas. A escala do índice vai de 0 (mercado menos protetor) a 6 (mercado de trabalho mais protetor).

A Tabela 7 apresenta a decomposição dos componentes do desemprego (usando os fluxos com 3 ocupações). Analisando os resultados dos países com duas amostras, só Espanha indica mudança significativa nos resultados que usam os Filtros HP e BK (exemplo, 1.11 para 0.65, no caso da margem de saída do desemprego com o Filtro HP), apesar do componente de maior responsabilidade se manter o mesmo. Os resultados obtidos através da 1ª Diferença se mostram praticamente insensíveis ao período amostral para todos os países. Além disso, os resultados obtidos para as duas classificações do Brasil mantêm o mesmo resultado. Ou seja, a escolha do método, assim como destaca Fujita e Ramey (2006), afeta a magnitude dos resultados. Além disso, a correlação da taxa de desemprego observada com a taxa de desemprego artificial (de equilíbrio), é praticamente 1 em todos os países e períodos, com exceção do Reino Unido que indica baixa acurácia de u_t^{eq} no período amostral mais curto (com correlação de 0.48).

¹⁵ Para mais informações sobre a metodologia, ver o site www.oecd.org/employment/protection.

Enquanto os resultados de acordo com a abordagem da 1ª Diferença dão indícios do cenário que mencionamos antes para os extremos do indicador EPL – EUA e Reino Unido dependentes de ambas as margens (aproximadamente 50 pp para cada) e Espanha indicando a margem de ingresso no desemprego mais baixa, uma divisão aproximada de 60/40 pp (fluxos de saída/ingresso no desemprego) –, o Brasil apresenta resultados indicando que o ingresso no desemprego é o canal forte para explicar a variabilidade do mesmo (85 e 82 pp para a classificação 1 e 2, respectivamente).

No entanto, quando analisamos os resultados obtidos com os Filtros, os resultados mudam um pouco. Os fluxos de saída do desemprego passam a ter papel mais preponderante para o caso norte-americano, seja para o Filtro HP ou o BK (com um mínimo de aproximadamente dois terços para o período da amostra toda). Os resultados do Filtro HP, para o Reino Unido, indicam resultados similares aos da 1ª Diferença (metade para cada margem), enquanto o Filtro BK indica que a margem de destruição passa a ter maior relevância (com 0.79 e 0.65 para a amostra reduzida e total, respectivamente). A Espanha, como dito anteriormente, sofre as maiores mudanças com o uso dos Filtros. No entanto, os resultados que usam a amostra toda são próximos, independente do método, com algo próximo a 0.62/0.40 (fluxo de saída/ingresso no desemprego). Já os resultados do Brasil, apesar de manterem a indicação de que a margem de ingresso no desemprego é a mais relevante, mudam de magnitude de acordo com a classificação – 0.91/0.70 (classificação 1/2) para o Filtro HP e 0.98/0.64 (classificação 1/2) para o Filtro BK.

Os resultados do Brasil talvez possam ser explicados se considerarmos a existência de informalidade. É notório que países em desenvolvimento, tal como Brasil, tenham a presença considerável de informalidade. Relações de emprego consideradas informais são entendidas como mais flexíveis por não aplicarem as regras da legislação trabalhista do país. Ou seja, as relações trabalhistas informais, por terem maior facilidade em iniciarem e terminem suas atividades, acabam por apresentar um mercado de trabalho com maior rotatividade de empregos, característica mais próxima de países com uma legislação trabalhista menos protecionista. Já um mercado de trabalho mais restritivo, por sujeitar as relações empregatícias a maior protecionismo (desde impostos sobre folha de pagamento e custos de demissão mais elevados, avisos prévios de uma demissão mais extensos e auxílio-desemprego com valores mais expressivos, por exemplo) apresenta menor rotatividade de emprego, assim como taxas de desemprego mais elevadas. Outra explicação para a elevada rotatividade

observada no mercado de trabalho brasileiro reside na suposta ineficiência do FGTS (Fundo de Garantia por Tempo de Serviço), criada pelo seu formato, que acaba incentivando os trabalhadores a induzirem sua demissão (GONZAGA et al. (2003)).

Tabela 7: Decomposição do Desemprego – comparação entre países

	Início em 2002T2			Amostra toda		
	$(\beta^{fE} + \beta^{iE})$	$(\beta^{xU} + \beta^{iU})$	Soma	$(\beta^{fE} + \beta^{iE})$	$(\beta^{xU} + \beta^{iU})$	Soma
EUA (1967T2-2007T2)						
Filtro HP	0.80	0.19	1.00	0.72	0.28	1.00
Filtro BK	0.89	0.12	1.00	0.73	0.27	1.00
1a Diferença	0.57	0.43	1.00	0.57	0.43	1.00
Reino Unido (1992T1-2005T3)						
Filtro HP	0.59	0.42	1.02	0.53	0.49	1.02
Filtro BK	0.21	0.79	1.01	0.35	0.65	1.01
1a Diferença	0.48	0.52	1.00	0.48	0.52	1.00
Espanha (1987T3-2006T3)						
Filtro HP	1.11	-0.12	0.98	0.65	0.35	1.00
Filtro BK	1.42	-0.42	1.00	0.62	0.40	1.02
1a Diferença	0.61	0.35	0.97	0.62	0.36	0.97
Brasil I (2002T2-2010T4)						
Filtro HP	0.03	0.91	0.94			
Filtro BK	0.00	0.98	0.98			
1a Diferença	0.17	0.85	1.02			
Brasil II (2002T2-2010T4)						
Filtro HP	0.26	0.70	0.96			
Filtro BK	0.33	0.64	0.97			
1a Diferença	0.18	0.82	1.00			
Corr[Desemprego; u^{eq}]*	EUA	Reino Unido	Espanha	Brasil I	Brasil II	
Início em 2002T2	0.97	0.05	0.93	0.98	0.96	
Amostra toda	0.99	0.96	0.94			

“Brasil I” faz menção à classificação 1 e “Brasil II” à classificação 2.

No tocante ao comportamento das correlações entre cada uma das margens (de ingresso e saída do desemprego) e a taxa de desemprego, percebe-se pelos Gráficos 7 e 8 que existe um padrão claro de antecipação da margem de separação, enquanto que o mesmo não ocorre com a margem de retorno ao emprego. A evidência desse comportamento lead da margem de separação está em sintonia com resultados obtidos por Elsby et al. (2008), que analisa 14

países da OECD16 usando uma métrica de decomposição diferente da usada no presente estudo.

Tabela 8: Índice de Proteção do Emprego (OECD, dados de 2008)

País	Ranking (40 países)	EPL (escala 0-6)
EUA	1º	0.85
Reino Unido	3º	1.09
Brasil	20º	2.27
Espanha	37º	3.11
	Média	2.25

1.5 Conclusão

Neste capítulo propusemos-nos a discutir a dinâmica do desemprego brasileiro partindo da metodologia derivada por Shimer (2007), que busca contornar vieses causados pela agregação temporal dos dados do mercado de trabalho, e aplicando uma decomposição nos moldes de Fujita e Ramey (2009). Para realizar essa tarefa, criou-se a base de dados de fluxos do trabalho gerados a partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) publicado pelo IBGE, abrangendo o período de março de 2002 até dezembro de 2010. Por fim, as séries foram obtidas após corrigi-las usando a metodologia de Abowd e Zellner (1985).

Usando duas formas de classificação de desemprego – uma sendo a representação divulgada pelo IBGE e a outra reclassificando como desempregado parte dos indivíduos classificados previamente como “fora da força de trabalho” – e dois tipos de filtro – Hodrick-Prescott e Baxter e King (1999) – para o cálculo dos ciclos do desemprego brasileiro, chegamos a conclusão de que a margem de separação é a grande responsável pelas variações ocorridas no desemprego ao longo dos ciclos. A depender do método usado, os valores podem mudar radicalmente, no entanto, a grande maioria dos métodos aceitos sugere que a margem de separação explique mais que a metade, as vezes chegando quase ao valor total da volatilidade

¹⁶ Os países analisados pelos autores são: Austrália, Canadá, França, Alemanha, Irlanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

do desemprego. Na tentativa de obter valores mais apurados, as decomposições foram realizadas de três formas distintas: (i) num contexto de duas ocupações (emprego e desemprego), usando informações de desemprego de curto-prazo; (ii) num contexto de duas ocupações, usando informações dos fluxos dos trabalhadores; e (iii) num contexto de três ocupações (emprego, desemprego e inatividade), usando informações dos fluxos dos trabalhadores. A inclusão da inatividade como possibilidade de escolha fez com que, de maneira geral, as margens de separação tivessem maior destaque na decomposição do desemprego (independente da classificação usada).

Outras questões analisadas tiveram o foco sobre como a dinâmica das probabilidades de transição se comportavam em relação a dois indicadores de atividade: PIB e Taxa de Desemprego. Enquanto a margem dos que deixam o desemprego se mostrou sensível ao método usado, a margem de separação se mostrou claramente anti-cíclica em relação ao PIB e pró-cíclica à Taxa de Desemprego, respondendo com 1 trimestre de antecedência à Taxa de Desemprego. Além disso, os resultados aparentaram ser invariantes ao método usado.

Também analisamos o papel da heterogeneidade sobre a dinâmica das probabilidades de transição, usando estimações de um modelo Logit Multinomial. Seus resultados sugerem que a presença da heterogeneidade se faça mais presente nas probabilidades de reingresso ao mercado de trabalho. No entanto, as diferenças constatadas não parecem ser tão importantes, visto que as probabilidades de ingresso no mercado de trabalho assumem pequenos valores.

Para melhor situar o caso brasileiro, comparamos os resultados obtidos com o contexto dos EUA, Reino Unido e Espanha. Surpreendentemente, os resultados indicaram que o mercado brasileiro reage muito mais, relativamente a esses países, à margem de separação, característica essa típica de países com enorme fluidez no mercado de trabalho (alto *turnover*). Talvez esses resultados estejam intrinsecamente ligados a presença de informalidade, um fato notório para o Brasil.

2 HETEROGENEIDADE NO MERCADO DE TRABALHO E OS CICLOS DE NEGÓCIO NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COM BUSCA DE EMPREGO

2.1 Introdução

O mercado de trabalho sempre teve papel fundamental na discussão dos ciclos econômicos. Grande parte dos modelos macroeconômicos admite o mercado de trabalho estruturado a partir do leiloeiro walrasiano, típico da literatura de *Real Business Cycles* (RBC) e presente na maioria dos modelos novo keynesianos, além de se basear no pressuposto de homogeneidade dos agentes econômicos. De acordo com Kydland (1984),

[é] provavelmente justo dizer que a abstração do agente-representativo é vista com certa dúvida por muitos economistas que estudam o mercado de trabalho. Afinal de contas, heterogeneidade tem sido um elemento essencial em grande parte de seus trabalhos e eles geralmente acham necessário incluir heterogeneidades, observadas e não-observadas, em seus modelos para explicar os dados. Diferenças de habilidades, assim como de preferências, têm tido um grande papel.¹⁷

A presença de heterogeneidade no mercado de trabalho e seus efeitos ao longo dos ciclos de negócio não são novidades na literatura econômica. No entanto, o Brasil carece de estudos sobre o tema, ao passo que, no caso norte-americano ocorre justamente o oposto. O interesse da literatura dos Estados Unidos deriva, em parte, da baixa pró-ciclicidade observada nos salários reais agregados. Conforme destacam alguns estudos microeconômicos, como Bils (1985), Keane et al. (1988), Keane e Prasad (1993) e Barsky et al. (1994), mudanças de composição qualitativa da mão de obra ao longo do ciclo geram um viés contracíclico sobre o salário real agregado médio, escondendo o verdadeiro valor da correlação com medidas de atividade.

¹⁷ *It is probably fair to say that the representative-agent abstraction is viewed with suspicion by many labor economists. After all, heterogeneity has been an essential element of much of their work, and they generally find it necessary to include both observed and unobserved heterogeneity in their models in order to explain the observations. Skill as well as taste differences have played a big role* (KYDLAND, 1984, p. 175).

Além de agentes idênticos, a ausência de desemprego – variável relevante para macroeconomistas – é foco de constantes críticas sobre a maneira como o mercado de trabalho é modelado. A literatura de busca de emprego (também conhecida por *search* e *matching*), desenvolvida pelos recém-laureados com o prêmio Nobel, Diamond, Mortensen e Pissarides (doravante simplesmente DMP), oferece uma saída conjunta a ambas as questões. Diferentemente da abordagem walrasiana, em que negociações salariais entre firmas e trabalhadores são entendidas como homogêneas, a literatura de *search* baseia-se na hipótese de que tais negociações são heterogêneas, com firmas e trabalhadores conduzindo negociações salariais de forma descentralizada, resultando em desemprego involuntário e salários superiores aos de um mercado concorrencial. Em outras palavras, heterogeneidade e desemprego são características inerentes à forma como o mercado de trabalho é compreendido por tal literatura.

De acordo com as evidências apresentadas na terceira seção deste estudo, o comportamento do mercado de trabalho brasileiro ao longo dos ciclos oferece indícios de mudanças na composição qualitativa da mão de obra. As evidências, geradas a partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE), basearam-se no comportamento cíclico relativo de emprego e salário real/hora de diferentes coortes: grau de escolaridade, tempo de trabalho e idade. Em outras palavras, em momentos de contração econômica, se grupos de menor escolaridade são mais afetados em relação aos de maior escolaridade, por exemplo, esperamos que o comportamento relativo (razão entre maior e menor *skill*) deva se mostrar contracíclico.

Sob o prisma da literatura de *search*, os fluxos de emprego e de postos de trabalho também oferecem indícios de que o mercado brasileiro é heterogêneo. No primeiro capítulo desta tese, decompomos os ciclos da taxa de desemprego brasileiro em dois componentes – aqueles que ingressam e aqueles que deixam o desemprego ou, em outra terminologia, margem de destruição e criação de empregos¹⁸ –, sugerindo que a margem de destruição seja relevante; ou seja, alguma medida de heterogeneidade idiossincrática, nos moldes de Mortensen e Pissarides (1994), tornar-se-ia, a princípio, necessária.

¹⁸ Vale dizer que o uso correto dessa terminologia está relacionado diretamente aos fluxos de postos de trabalho e não ao fluxo de trabalhadores. No entanto, como são correlacionadas, podemos usá-las como *proxy*. Além disso, é comum, na literatura de *search*, utilizar ambas as informações sob a mesma denominação.

Na literatura brasileira não há, até onde temos conhecimento, nenhum trabalho macro que considere um mercado de trabalho do tipo DMP. Portanto, neste estudo incorporamos desemprego de equilíbrio sob a ótica de DMP a um modelo que contempla somente o lado real, de modo a verificar a importância dessas fricções e explicar a dinâmica da economia brasileira. A estrutura do mercado de trabalho depende de fricções na busca de emprego, ou seja, firmas e trabalhadores não possuem informação completa a respeito da outra parte e a cada vez que se encontram iniciam um processo de barganha salarial, na busca de satisfazerem-se ambos os lados. Parte das negociações não tem sucesso. Como resultado, esses trabalhadores ficam desempregados e o salário praticado fica acima daquele considerado de *market clearing*.

Levando em conta que o modelo não contempla capital e depende só de choques de produtividade agregada, seus resultados são modestos; no entanto, elucidam-se algumas questões acerca da presença desse tipo de heterogeneidade na economia. De maneira geral, os resultados indicam que, conforme a medida de dispersão de heterogeneidade empregada se reduz, mais volátil se torna a economia artificial. Além disso, o modelo indica que, na medida em que a dispersão se eleva, o modelo indica que há uma redução da correlação contemporânea entre os salários reais e o desemprego, tal como sugerem as evidências na seção empírica deste estudo.

Este capítulo está dividido da seguinte forma: na seção que segue fazemos a revisão da literatura; a terceira seção analisa o comportamento do mercado de trabalho brasileiro ao longo dos ciclos na busca por evidências de heterogeneidade; na quarta seção o modelo de *search* com destruição endógena é detalhado; a penúltima seção analisa os resultados do modelo comparando-os com os de seu par com destruição exógena; e por fim, concluímos.

2.2 Revisão da literatura

2.2.1 Heterogeneidade

A literatura brasileira, como já mencionado, carece de estudos que discutam conjuntamente heterogeneidade e ciclos de negócios. Os trabalhos publicados nessa área dão destaque, em

sua grande maioria, à economia norte-americana. Boa parte do interesse de tal literatura deriva em razão da baixa pró-ciclicidade dos salários reais agregados. A premissa levantada foi a de que poderia existir algum viés de composição da mão de obra ao longo dos ciclos econômicos que estivesse reduzindo o comportamento pró-cíclico dos salários reais.

Para testar a presença de viés de composição no comportamento dos salários reais agregados, trabalhos microeconômicos, utilizando dados em painel, estimavam equações salariais incluindo uma variável de atividade – em geral desemprego – e testando a significância do coeficiente da interação da variável de atividade com variáveis *proxys* de habilidade, como educação, idade, *tenure* e experiência. Entre os principais estudos estão Bils (1985), Keane et al. (1988), Barsky et al. (1994), Keane e Prasad (1993). Bils (1985) usa dados em painel *National Longitudinal Survey* (NLS), no período de 1966 a 1980, e os analisa a partir de um modelo de *pooled cross-sectional* aplicado às séries de tempo. Keane et al. (1988) também utilizam a NLS, mas têm o objetivo de contornar problemas decorrentes do viés de auto-seleção presente na probabilidade de cada indivíduo se tornar empregado¹⁹. Barsky et al. (1994) também utilizam um painel, a partir do *Painel Study of Income Dynamics* (PSID), no período de 1968 até 1988, para reconstruir a série de salário e, por meio de mínimos quadrados, analisar o viés de composição. O painel NLS também é a base do trabalho de Keane e Prasad (1993), os quais estudam o comportamento dos diferentes tipos de *skill* ao longo dos ciclos, analisando a variabilidade de emprego, horas e salário real. Além disso, avaliam a diferença de comportamento entre diferentes tipos de indústria.

No entanto, a conclusão de todos os trabalhos mencionados é a de que há evidência da presença de viés de composição ao longo dos ciclos, o que torna o salário real agregado menos pró-cíclico.

Outra abordagem para lidar com a questão consiste em recriar as séries de horas trabalhadas e de salários. Hansen (1993) usa dados de horas do *Bureau of Labor Statistics* (BLS), derivados da *Current Population Survey* (CPS), similar à PME, e de uma base de estabelecimentos para transformar as séries em unidades de eficiência (captando a qualidade da mesma). Da mesma forma, Kydland e Prescott (1993) realizam um trabalho similar, mas se baseiam em dados

¹⁹ Literatura decorrente do trabalho de Heckman (1974).

anuais do PSID. Como resultado, os autores encontram nova evidência de que horas e salários apresentam viés contracíclico na economia norte-americana durante os ciclos de negócio.

Já nos modelos macroeconômicos, dentre os diversos tipos de heterogeneidade considerados, aqui faremos uso daqueles que mencionam diferenças na qualidade do trabalho, medida por *skill* ou habilidade. De acordo com a maneira como a heterogeneidade é modelada, podemos dividir os trabalhos em dois grandes grupos: (i) aqueles que simplificam a heterogeneidade, descrevendo-a de forma discreta, ou seja, usando, por exemplo, dois agentes e derivando seus resultados a partir desse contexto; e (ii) aqueles que assumem uma distribuição de *skills* endógena que é aplicada à quantidade de trabalhadores empregados.

A maioria dos trabalhos se situa dentro da primeira categoria. Kydland (1984), por exemplo, discute o papel da heterogeneidade nos ciclos em duas etapas. Primeiro ilustra sua importância a partir dos dados PSID, analisando o comportamento cíclico do emprego em diferentes coortes; em seguida, esboça um modelo de equilíbrio geral composto por dois tipos de agentes que, apesar de apresentarem a mesma função utilidade, possuem escolhas de consumo e lazer distintas.

Na mesma linha, Cho e Rogerson (1988) partem de um modelo em que cada família é composta por dois membros, os quais têm mesma função utilidade, todavia possuem elasticidades da oferta de trabalho distintas e não podem ofertar trabalho nos mesmos períodos. Como resultado, os autores destacam a consistência de uma elasticidade do trabalho agregado elevada na presença de elasticidades da oferta de trabalho de indivíduos próximas a zero. Além disso, como em boa parte dos trabalhos que consideram alguma dimensão de heterogeneidade, o resultado é maior flutuação das horas e algum viés de agregação.

Hansen e Sargent (1988) criam um modelo de equilíbrio geral para tentar descrever, dentre as diversas variáveis, o comportamento das horas normalmente trabalhadas (*straight time*) e das horas extras (*overtime*) ao longo dos ciclos de negócio norte-americanos. Os autores usam a abordagem de loterias proposta por Hansen (1985) e Rogerson (1988) para tornar convexo o conjunto de possibilidades de consumo. Já a firma, que tem sua tecnologia descrita como uma função Cobb-Douglas, demanda diferentes tipos de horas, as quais, por sua vez, entram como uma função do tipo *Constant Elasticity of Substitution* (CES). Dessa maneira, o comportamento do prêmio salarial – definido como a razão entre o salário do trabalho mais

qualificado pelo menos qualificado – passa a depender do grau de substitutibilidade. Em trabalho similar, Prasad (1996) utiliza a estrutura de Hansen e Sargent (1988) para descrever diferenças de *skill* ao longo dos ciclos. A distinção entre ambos reside não no âmbito do modelo, mas na motivação de cada um. Prasad (1996) se interessa pelas diferenças observadas no comportamento do emprego de cada grupo, sendo que nos Estados Unidos são mais voláteis aqueles com menor *skill*.

Talvez o único trabalho a modelar heterogeneidade de acordo com o segundo grupo por meio do arcabouço de RBC tenha sido feito por Cho (1995). O autor examina o efeito de heterogeneidade *ex-post* em um modelo no qual os trabalhadores se deparam com choques de produtividade idiossincráticos temporários. Os outros modelos que tratam a heterogeneidade dessa maneira pertencem à literatura de busca de emprego e derivam de Mortensen e Pissarides (1994).

Vale ressaltar que aqui não é feita menção aos estudos que analisam o comportamento cíclico de *skill* a partir da discussão de complementaridade entre capital e mão de obra qualificada²⁰.

2.2.2 Literatura de busca de emprego

No ambiente walrasiano firmas são indiferentes em perder seus trabalhadores, idênticos e disponíveis pelo mesmo salário, assim como trabalhadores são indiferentes em perder seus empregos, visto que estes são iguais e podem ser obtidos sem custos. Quando trabalhadores e firmas são heterogêneos, estes deixam de se encontrar em mercados centralizados, nos quais salários e empregos são idênticos, e passam a se encontrar separadamente. Isso torna o processo custoso, pois o acordo entre as partes passa a depender de idiossincrasias relacionadas a preferências, habilidades e necessidades. Como isso não ocorre instantaneamente, o desemprego emerge.

²⁰ Omitimos essa literatura, pois partimos do pressuposto de que a tecnologia das firmas utiliza apenas trabalho como insumo. A inclusão de capital traria certa dose de complexidade que possivelmente obscureceria os efeitos da heterogeneidade do trabalho. Sob tal premissa, o comportamento cíclico de setores que demandam mais mão de obra qualificada, geralmente a indústria, seria responsável pelo movimento do prêmio salarial entre os distintos tipos de *skill*, por exemplo. Normalmente isso é conduzido com uma função de produtividade do tipo CES, em que o trabalho menos qualificado é considerado como substituto perfeito em relação ao capital. Ver, por exemplo, Duffy et al. (2004) ou Krusell et al. (2000).

Nesse contexto, portanto, a dinâmica do mercado de trabalho deve ser entendida como um processo que consome tempo. Enquanto está desempregado, o trabalhador procura um emprego que lhe dê um retorno minimamente superior ao seu salário de reserva. Do outro lado, empresas buscam pessoas que preencham postos de trabalho e que gerem um retorno que se equipare aos custos esperados com a abertura das vagas. O resultado, quando existe o acordo entre as partes, é a contratação.

Os primeiros artigos de RBC a incorporarem a estrutura de busca de emprego surgiram em meados da década de 1990 (MERZ, 1995; ANDOLFATTO, 1996). Além de incluírem o desemprego, praticamente inexplorado nos modelos de RBC²¹, os trabalhos de Merz e Andolfatto, calibram um modelo de *search* para a economia norte-americana e evidenciam que essa estrutura permite que os mecanismos de propagação dos choques se amplifiquem e que a autocorrelação do produto se torne mais persistente no curto-prazo. Além disso, Andolfatto ressalta a redução na volatilidade relativa das horas em relação ao salário real, indicando uma redução no canal de transmissão das horas para salários e uma redução na correlação entre horas e produtividade, ao contrário do que ocorre nos modelos walrasianos. Essa estrutura, de acordo com os autores, melhora o *fitting* dos modelos em relação àqueles com mercados de trabalho convencionais.

Nos modelos padrões de busca de emprego, as firmas geram emprego por meio da abertura de vagas. Mortensen e Pissarides (1994) propõem que as firmas atuam criando e destruindo postos de trabalho. Para endogeneizar o mecanismo de destruição, as firmas passam a delegar sobre o nível mínimo qualitativo do emprego. Isso só é possível, porque cada relação de trabalho (firma-trabalhador) fica sujeita a choques de produtividade idiossincráticos.

A maioria dos trabalhos leva em consideração que as idiossincrasias afetam diretamente a qualidade das horas de trabalho empregadas na produção. Há, no entanto, algumas variações, como Cooley e Quadrini (1999), que modelam as idiossincrasias como custos de produção não relacionados ao trabalho, e Trigari (2009), que considera que as idiossincrasias estão relacionadas aos diferentes tipos de desutilidade do trabalho. A maneira pela qual essa heterogeneidade é modelada, no entanto, não parece gerar resultados distintos daqueles que seriam obtidos usando o formato de Mortensen e Pissarides.

²¹ Com exceção de Hansen (1985) e Rogerson (1988), por exemplo – dois dos primeiros autores a incluírem desemprego no arcabouço de RBC.

A maioria dos estudos considera apenas a mão de obra como insumo para a produção e tem sido utilizada como base para a discussão de política monetária da economia norte-americana e europeia²².

2.2.3 Fluxos de trabalhadores e postos de trabalho no Brasil

A literatura de *search* analisa os fluxos a partir de duas óticas: a dos fluxos dos trabalhadores e dos fluxos de postos de trabalho. Apesar de distintos, esses conceitos são correlatos. Enquanto que a saída de um trabalhador do seu posto de trabalho não implica na destruição da vaga, o oposto – a destruição do posto de trabalho – acarreta a mudança do *status* do emprego do trabalhador.

Para o Brasil, Corseil et al. (2006) analisam os fluxos de criação e destruição dos postos de trabalho no período de 1991 até 2000 com base na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), contemplando todos os setores da economia. Apesar da periodicidade anual, os dados fornecem *insights* a respeito do mercado brasileiro. Entre 1991 e 2000 a média das taxas de criação foi de 16 pp e a média das taxas de destruição esteve em 14.9 pp. Para os autores, o Brasil apresenta medidas de criação e destruição muito acima do encontrado em outros países. Segundo Ribeiro (2001), esse resultado indica, por um lado, certa flexibilidade do mercado e eficiência alocativa dos recursos. Por outro, sinaliza que haverá um custo mais elevado para a contratação de mão de obra em decorrência da baixa probabilidade de permanência no mesmo emprego. Ainda de acordo com os autores da coletânea, aproximadamente um terço dos empregos médios foi criado ou destruído, indicando que o mercado de trabalho no Brasil parece ser um dos mais dinâmicos e heterogêneos do mundo, mesmo dentro de grupos específicos de empresas, estejam elas organizadas por setor ou por tamanho.

No tocante à literatura que se baseia no fluxo de trabalhadores, no primeiro capítulo da tese, analisamos o papel das margens do desemprego – os ingressantes ou aqueles que estão deixando o desemprego – para explicar sua variabilidade. O estudo se baseia nos fluxos do trabalho obtidos junto à Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE) no período de março de

²² Em relação a esse aspecto, ver Walsh (2005), Trigari (2009) e Krause e Lubik (2007).

2002 até dezembro de 2010. Utilizando a metodologia de Shimer (2007)²³, as análises realizadas abordam não só os fluxos envolvendo emprego e desemprego, como também a inatividade. Os resultados sugerem que a margem de separação é muito importante para explicar a variabilidade do desemprego, reforçando a conclusão de Corseil et al. (2006) no tocante à heterogeneidade verificada no mercado de trabalho brasileiro.

2.3 Evidências de heterogeneidade no mercado de trabalho brasileiro

O primeiro possível vestígio de mudanças de composição na qualidade da força de trabalho no caso brasileiro pode ser notado pelo comportamento da correlação dinâmica dos salários reais médios e medianos com PIB e Taxa de Desemprego. Como mostra o Gráfico 9, que ilustra essas relações usando medidas de salário real e salário real/hora, enquanto o salário médio se mostra pró-cíclico, o salário mediano sugere comportamento acíclico e, até contracíclico.

Para ilustrar a presença da heterogeneidade, utilizamos os microdados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME-IBGE) e analisamos o comportamento ao longo dos ciclos para grupos específicos. Usualmente, a *proxy* que é base para distinguir o *skill* é o grau educacional. No entanto, além desta, outros possíveis indicadores de *skill* são analisados, como por exemplo, idade, tempo de trabalho (*tenure*), experiência e hora salarial média/mediana (KYDLAND, 1984, p. 176-177). Tais variáveis costumam aparecer como controles em trabalhos microeconômicos que estimam equações salariais²⁴, por exemplo. Dessa maneira, o que fazemos é construir as séries de tempo de acordo com o coorte de cada uma dessas variáveis (com exceção da experiência²⁵) para ilustrar se, sob a ótica macro, há indícios de mudanças na composição da mão de obra ao longo do ciclo econômico. Em caso positivo, tais mudanças devem se refletir sobre a composição da qualidade da força de trabalho.

²³ Shimer sugere que os fluxos podem estar subestimando as verdadeiras taxas de transição, por deixarem de computar transições ocorridas entre os períodos divulgados.

²⁴ Ver, por exemplo, Keane et al. (1988), Keane e Prasad (1993), Barsky et al. (1994), Bils (1985).

²⁵ Kydland (1984) constrói tal variável a partir da diferença entre idade e anos de estudo (excluindo 6 anos referentes ao ensino fundamental).

Gráfico 9: Corr[Salário Real(t+i),Atividade(t+i)]

O coorte de educação classifica os trabalhadores em dois grupos: aqueles com menos de 14 anos de escolaridade, *low skill* (E1), e aqueles com 14 anos ou mais, *high skill* (E2)²⁶. A classificação para o coorte de *tenure* dividiu a amostra em três: aqueles com menos de um ano de trabalho (T1), trabalhadores com no mínimo um ano e menos de dois anos (T2) e, por fim, aqueles com dois anos ou mais de trabalho (T3)²⁷.

O coorte de idade foi obtido dividindo a amostra em cinco grupos, cada um com um espaço de aproximadamente 10 anos de idade: 15-25 anos (A1), 26-35 anos (A2), 36-45 anos (A3), 46-55 anos (A4) e 56-65 anos (A5)²⁸.

²⁶ A variável de interesse, na PME, para reclassificar os indivíduos é VDAE1, que contém informações de anos de estudo. O grupo de indivíduos considerados com menos de 14 anos de estudo foi classificado da seguinte maneira: VDAE1 = 1, 2, 3 e 4. O grupo com mais anos de estudo foi derivado daqueles cujo valor assinalado era de VDAE1 = 5. Não consideramos aqueles indivíduos cujo valor da educação estava indeterminado (VDAE1 = 6).

²⁷ O questionário da PME dispõe informações relativas a quatro grupos: aqueles que estão trabalhando (i) há menos de um mês, (ii) de um mês até um ano, (iii) de um ano até dois anos e, (iv) há dois ou mais anos. Para reduzir a quantidade de grupos e homogeneizar a periodicidade em anos, consideramos (i) e (ii) como um só. Dessa maneira, o grupo com menos tempo foi classificado como V427 = 1 ou 2, enquanto que aos outros simplesmente se aplicam as outras categorias da variável, V427 = 3 e V427 = 4.

²⁸ A variável usada foi V234.

Todas as informações relacionadas aos salários se basearam somente nas informações do trabalho tido como “principal”. Todas as séries de tempo, de periodicidade mensal (entre janeiro de 2003 e novembro de 2011)²⁹, foram dessazonalizadas, logaritimadas e seus ciclos foram obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott³⁰. Como medida de atividade usamos o comportamento da taxa de desemprego mensal.

Se a premissa dos modelos macroeconômicos tradicionais de que todos os agentes são iguais estiver correta, deveríamos esperar que o comportamento relativo entre os diferentes grupos em cada coorte se mantivesse estável ao longo dos ciclos. Em outras palavras, a correlação do desemprego com o comportamento relativo dos grupos deveria se mostrar próxima de zero. Assim, qualquer divergência de comportamento ao longo do ciclo passa a ser um indicativo de heterogeneidade.

2.3.1 Ciclo de emprego

Comportamento absoluto:

A primeira abordagem fica a cargo do comportamento cíclico do emprego. A Tabela 9 expõe, para cada coorte, as correlações contemporâneas com a taxa de desemprego agregada, os desvios-padrões e a representatividade de cada grupo em cada coorte.

EDUCAÇÃO: Os dois grupos do coorte de educação têm representatividade próxima (cada um com aproximadamente metade da amostra)³¹. O grupo de maior quantidade de anos escolares (E2) apresenta um desvio padrão menor relativamente ao primeiro e se mostra mais sensível à taxa de desemprego. A primeira figura do Gráfico 10, que indica a correlação dinâmica de cada variável com a taxa de desemprego, sugerindo que o grupo de menor *skill*

²⁹ Apesar da nova metodologia da PME estar disponível desde março de 2002, o início da série apresenta muita volatilidade – seja pelo fato de o início da metodologia estar sujeito a ajustes ou pelo momento conturbado do início do primeiro governo Lula, que ainda carecia de credibilidade. Por esse motivo, o início da análise da série de tempo foi postergado por achar que isso resultaria em estatísticas mais coerentes com a realidade.

³⁰ Como a periodicidade é mensal, utilizamos $\lambda = 129600$.

³¹ Apesar disso, desde o início da série de tempo, existe uma tendência de alta do grupo com mais anos de estudo. Em janeiro de 2003, este representava 45.92 pp da amostra. Em novembro de 2011 o mesmo grupo representou 61.26 pp da amostra.

educacional atinge seu menor valor 2 meses antes, enquanto que o segundo grupo reage em igual período ao desemprego.

Tabela 9: Estatísticas dos ciclos do Emprego por coorte

	Corr[U(t),X(t)]	DP[X]	Representatividade (média)
Educação			
$x < 14$ (E1)	-29.72	1.01	46.17
$x \geq 14$ (E1)	-51.12	0.76	53.83
Tempo de Trabalho			
$y < 1$ (T1)	-33.82	2.92	21.24
$1 < y \leq$ (T2)	-2.83	2.58	11.37
$y \geq 2$ (T3)	-25.22	0.78	67.39
Idade			
15-25 (A1)	-32.55	1.56	20.34
26-35 (A2)	-24.30	1.33	27.55
36-45 (A3)	-13.35	1.25	25.59
46-55 (A4)	-3.75	1.29	18.78
56-65 (A5)	-28.12	2.14	7.74

As correlações estão em pontos percentuais. Ciclo obtido de Filtro HP, $\lambda = 129600$.

TEMPO DE TRABALHO: Para o tempo de trabalho (*tenure*), obtém-se resultado parecido ao do coorte de educação no tocante ao desvio padrão, indicando que grupos de maior *skill* (T3) têm menor variabilidade. Enquanto o grupo de menor *tenure* (T1) é o mais afetado pelo desemprego, apresentando a maior correlação em termos absolutos, o grupo (T3) vem em segundo lugar e o grupo intermediário (T2) apresenta pouca ou nenhuma relação com a taxa de desemprego. A segunda figura do Gráfico 10, que descreve o comportamento dinâmico do coorte de *tenure*, sugere que os grupos que se ajustam são os de menor e de maior *tenure*. Enquanto (T3) tende a reagir com antecedência ao desemprego, (T1) reage com mais força em atraso, tendo seu pico entre 2 e 4 meses. Vale ressaltar que, em termos de representatividade, o grupo de maior *tenure* representa 67.39 pp da amostra, o grupo (T1) tem 21.24 pp e o grupo intermediário representa meros 11.37 pp; ou seja, movimentos de (T3) e (T1) têm maior peso na análise do comportamento do coorte de tempo de trabalho.

IDADE: Em relação à idade, ao contrário do que observamos nas análises anteriores, o grupo com maior *skill*, (A5), tem maior variabilidade (2.14). Entre os mais novos, (A1) indica a maior variabilidade (com 1.56), enquanto que as outras faixas etárias têm variabilidade próxima a 1.30. Já a correlação com o desemprego indica que os grupos nas extremidades da estrutura etária – o mais novo e o mais velho – são os mais sensíveis, com, respectivamente, -31.55 pp e -28.12 pp. Todas as faixas etárias apresentam correlação contemporânea negativa com o desemprego. No entanto, as faixas etárias de maior relevância são as mais jovens, sendo que as três primeiras correspondem a 73.48 pp da amostra; ou seja, o comportamento mais importante no coorte de idade está ligado aos grupos mais novos.

Gráfico 10: Corr[Desemprego(t),X(t+i)] – Educação / Tempo de Trabalho

Comportamento relativo:

Durante períodos de contração econômica, esperamos que grupos com menor *skill* venham a ser mais afetados, de forma que o comportamento relativo (maior/menor *skill*) se mostre positivamente correlacionado com o desemprego. Na Tabela 10 estão expostas duas

estatísticas de correlação contemporânea. A primeira abrange toda a amostra, enquanto que a segunda é a média do cálculo recursivo, mantendo-se o período inicial fixo, da correlação contemporânea entre as variáveis de interesse. Dessa maneira, obtemos uma medida de robustez do parâmetro, avaliada por sua dispersão e sua significância.

Tabela 10: Correlação dos ciclos do Emprego Relativo por coorte

		Análise Recursiva	
	Corr[U(t),X(t)]	Correlação	Desvio-Padrão
Educação			
(E2)/(E1)	-6.86	7.58	27.73
Tempo de Trabalho			
(T3)/(T1)	25.43	13.59	15.07
(T3)/(T2)	-4.13	33.68	22.70
(T2)/(T1)	19.81	-17.61	21.57
Idade			
(A5)/(A1)	-4.84	-23.08c	11.83
(A5)/(A2)	-12.77	-20.89a	5.20
(A5)/(A3)	-19.44	-20.93a	4.19
(A5)/(A4)	-27.85	-29.62a	4.93
(A4)/(A1)	29.46	12.62	15.33
(A4)/(A2)	17.93	10.49	10.69
(A4)/(A3)	8.54	9.63	7.82
(A3)/(A1)	20.98	2.28	15.56
(A3)/(A2)	12.17	-0.80	9.92
(A2)/(A1)	12.40	2.53	13.14

As correlações estão em pontos percentuais. Ciclo obtido de Filtro HP, $\lambda = 129600$. Significância (*t-student* com 97 graus de liberdade): (a) 1%, (b) 5%, (c) 10%.

EDUCAÇÃO: O comportamento relativo de emprego no coorte de educação aparenta, de maneira geral, ser estável. Enquanto a primeira estatística indica uma relação negativa (-6.86 pp), a segunda medida (7.58 pp) indica mudança de sinal e sugere que a estatística pode ter valor igual a zero. Ambas, no entanto, estão próximas de zero. A terceira figura do Gráfico 10 sinaliza que o ponto de maior correlação absoluta está um período à frente (com aproximadamente correlação de -0.14), apesar de a diferença em relação à estatística

contemporânea (com correlação de -0.12) não ser grande. Portanto, de maneira geral os resultados sugerem que a correlação entre desemprego e o comportamento relativo do emprego dos grupos deste coorte são próximos de zero.

TEMPO DE TRABALHO: O comportamento relativo contemporâneo do coorte de *tenure*, apesar de estimativas recursivas insignificantes, indica que a estimativa de $(T3)/(T1)$ é positiva e que as estimativas de $(T3)/(T2)$ e $(T2)/(T1)$ são inconclusivas, apresentando estimativas com sinais opostos quando confrontadas com a correlação não recursiva. No entanto, a quarta figura do Gráfico 10 sugere que o ponto de maior correlação se encontra dois períodos à frente para $(T2)/(T1)$ – e, vale dizer, com correlação contemporânea positiva de 0.22 – e quatro períodos para $(T3)/(T1)$. Em outras palavras, uma recomposição mais significativa no coorte de *tenure* deve ocorrer períodos à frente em relação aos movimentos do desemprego. Dessa maneira, os resultados sugerem que este coorte favorece uma recomposição da mão de obra ao longo do ciclo.

Gráfico 11: Corr[Desemprego(t), Emprego Relativo(t+i)] – Idade

IDADE: O comportamento relativo ao coorte de idade é significativo somente nos casos relativos ao grupo de maior faixa etária (A5). Apesar de o grupo mais velho ser, supostamente, o de maior *skill*, seu comportamento se deve provavelmente ao ciclo de vida do trabalhador, que passa a sinalizar produtividade marginal decrescente³². O comportamento de todas as outras faixas etárias (à exceção da análise recursiva de (A3)/(A2), que possui correlação próxima a zero, -0.80 pp), apesar de insignificante, indica estimativas positivas. Vale ressaltar, no entanto, que o comportamento relativo da maioria das categorias (que não comparadas à faixa etária mais elevada), sugere, de acordo com o Gráfico 11, que o pico de correlação não se encontra em $t=0$, mas sim com antecedência ou defasagem. Além disso, os gráficos 11 e 12 (relativos às idades (A3) e (A2)) indicam correlação positiva em quase todo o período da dinâmica analisada e todas as figuras indicam que quanto maior a diferença relativa de idade, maior é a possibilidade de o comportamento relativo ocorrer no campo positivo. Considerando que os grupos etários mais relevantes são os mais novos – em ordem de representatividade: (A2), (A3), (A1), (A4) e (A5) – é natural dar maior importância aos comportamentos relativos que demonstram correlação positiva com o desemprego próximo a $t=0$.

2.3.2 Ciclo de salário real/hora

O comportamento do salário real/hora ao longo do ciclo é analisado considerando-se a média e a mediana. Supondo que haja mudança na composição qualitativa da mão de obra ao longo do ciclo, é possível que o salário real médio apresente viés contracíclico. Dessa maneira, para que tenhamos melhor compreensão sobre o comportamento dos salários, passamos a analisar tanto a média como a mediana (ver Tabela 11).

EDUCAÇÃO: Trabalhadores com maior grau de escolaridade apresentam correlação do salário – médio e mediano – negativa com relação ao desemprego; o grupo de menor escolaridade (E1) apresenta salário mediano se comovimentando positivamente em relação ao desemprego após $t=0$, enquanto a correlação do salário médio fica em torno de zero (Gráfico

³² Isso parece condizente com o entendimento dos economistas que estudam o mercado de trabalho, na medida em que é comum encontrarmos controles de idade com termos ao quadrado, sob a justificativa de captar essa não linearidade decrescente presente no ciclo de vida do trabalhador.

12). Em outras palavras, durante uma retração econômica é provável que trabalhadores de menor escolaridade se tornem desempregados de forma que o salário mediano se eleve junto com o desemprego. Como resultado, o ponto de maior valor absoluto destacado nas figuras das correlações relativas dinâmicas se dá entre 2 e 3 meses com atraso ao desemprego (com -0.23 para a média e -0.37 para a mediana). Dessa forma, existem evidências de que um comportamento decorrente da heterogeneidade se manifesta por meio dos salários. De acordo com os cálculos de correlação contemporânea na Tabela 11, o comportamento do salário relativo é negativo em relação ao desemprego. Apesar de não ser significativo para a média, a análise recursiva indica que a estimativa mantém o sinal negativo (-18.63 pp). Já para a mediana, a estimativa da correlação contemporânea é negativa e significativa (-13.61 pp).

Tabela 11: Correlação dos ciclos do Salário Real/Hora Relativo por coorte

	Média			Mediana		
	Análise Recursiva			Análise Recursiva		
	Corr[U(t),X(t)]	Correlação	Desvio-Padrão	Corr[U(t),X(t)]	Correlação	Desvio-Padrão
Educação						
(E2)/(E1)	-7.82	-18.63	14.93	-18.07	-13.61b	5.71
Tempo de Trabalho						
(T3)/(T1)	-7.00	-16.46b	6.49	-4.84	-10.23	13.59
(T3)/(T2)	6.51	-2.32	9.50	-22.53	-32.80a	10.27
(T2)/(T1)	-11.26	-12.14b	4.91	17.20	26.22a	8.04
Idade						
(A5)/(A1)	-29.21	-33.31a	6.26	-40.00	-30.73c	17.01
(A5)/(A2)	-30.78	-30.74a	8.31	-34.99	-31.37a	7.52
(A5)/(A3)	-26.49	-24.61a	7.61	-15.38	3.31	19.31
(A5)/(A4)	-21.95	-22.76a	8.02	-11.75	2.95	14.40
(A4)/(A1)	-13.84	-22.28	15.23	-32.82	-35.95a	6.50
(A4)/(A2)	-17.05	-20.75a	4.37	-26.80	-34.39a	4.75
(A4)/(A3)	-7.84	-4.33	5.53	-4.57	-0.19	8.24
(A3)/(A1)	-4.56	-17.80	16.88	-29.70	-38.84a	7.18
(A3)/(A2)	-7.75	-14.89c	7.64	-24.95	-37.45a	13.16
(A2)/(A1)	4.02	-2.12	16.00	-5.10	-0.63	11.89

As correlações estão em pontos percentuais. Ciclo obtido de Filtro HP, $\lambda = 129600$. Significância (*t-student* com 97 graus de liberdade): (a) 1%, (b) 5%, (c) 10%.

TEMPO DE TRABALHO: O comportamento relativo referente ao coorte de tempo de trabalho não oferece uma indicação clara do conjunto. Por um lado, as correlações

contemporâneas relativas recursivas que são significantes indicam (à exceção da mediana de $(T2)/(T1)$) correlações negativas; por outro, o comportamento relativo dinâmico não sugere um padrão claro, como mostra o Gráfico 13. No entanto, vale lembrar que o grupo de *tenure* intermediária (T2) tem a menor participação, com 11.37 (vide Tabela 9). Atentar ao comportamento relativo de $(T3)/(T1)$ parece mais informativo. Enquanto o comportamento contemporâneo relativo do salário médio deste último apresenta valor negativo (-16.46 pp) e significativo, a mediana contemporânea é insignificante. Além disso, vale ressaltar que o comportamento dinâmico entre salário real absoluto médio e mediano de (T1) e (T3) indicam o mesmo padrão observado no coorte de educação (Gráfico 13).

Gráfico 12: Corr[Desemprego(t), Salário Relativo(t+i)] – Educação

Gráfico 13: Corr[Desemprego(t),Salário Relativo(t+i)] – Tempo de Trabalho

IDADE: Para o corte de idade, as correlações contemporâneas que não apresentaram valores condizentes com o comportamento de heterogeneidade (valores negativos e significantes), de acordo com a Tabela 11, se mostram insignificantes. Os Gráficos 14 e 15 expõem o comportamento dinâmico da correlação entre desemprego e salário real relativo para cada caso. De maneira geral, com exceção à faixa etária (A2), quando a correlação é positiva, ela se situa próxima de zero. Já em relação à (A2), a correlação indica que o comportamento relativo do salário é positivo com antecedência ao desemprego e se torna negativo em períodos subsequentes. De maneira geral, o resultado indica que há mudanças de composição ao longo dos ciclos.

Sendo assim, ela se torna relevante por dois motivos: (i) seu efeito sobre a qualidade das horas trabalhadas e (ii) seu efeito sobre a qualidade do custo unitário do trabalho. Como boa parte das análises se utiliza de médias, é comum que esses valores omitam a mudança da

composição da mão de obra, sugerindo um possível viés de composição. Em outras palavras, em momentos recessivos, apesar da tendência do salário real/hora de se contrair, é possível que a média não se mostre tão pró-cíclica porque aqueles que se tornaram desempregados devem ser, em sua grande maioria, menos qualificados. Dessa maneira, a qualidade média da mão de obra empregada se eleva em momentos recessivos e vice-versa, reduzindo a pró-ciclicidade do salário agregado médio.

Gráfico 14: Corr[Desemprego(t), Salário Relativo(t+i)] – Idade (46-55 e 56-65 anos)

Gráfico 15: Corr[Desemprego(t), Salário Relativo(t+i)] – Idade (26-35 e 36-45 anos)

2.4 Modelo

As características primordiais do nosso modelo decorrem da junção do arcabouço RBC à modelagem do mercado de trabalho com imperfeições do tipo DMP. A economia é composta por uma família representativa e por firmas atuantes num mercado de competição perfeita. Enquanto a família maximiza sua utilidade intertemporal por meio da escolha da sequência de consumo e ativos sem risco, as firmas maximizam seus lucros contratando e demitindo mão de obra.

O mercado de trabalho é caracterizado de acordo com as fricções da literatura de busca de emprego, permitindo que as firmas atuem sobre ambas as margens (de criação e destruição de

empregos). O processo de demissão endógeno é possível introduzindo-se heterogeneidade no trabalho, assim como feito em Mortensen e Pissarides (1994).

2.4.1 Consumidor

Cada família é entendida como um agente representativo grande que contém um contínuo de membros igualmente espaçados no intervalo unitário indexados por $i \in [0,1]$. Em equilíbrio alguns de seus membros estarão desempregos enquanto outros estarão trabalhando. Supomos que somente a margem extensiva esteja presente e tratamos o trabalho como indivisível, à la Hansen (1985). Dessa maneira, cada membro apresenta a seguinte função utilidade instantânea:

$$\begin{aligned} U(c_t, 1 - l_t) &= u(c_t) + \chi_t \varphi^E g(1 - \bar{l}) + (1 - \chi_t) \varphi^U g(1) \\ &= \frac{c_t^{1-\rho}}{1-\rho} + \chi_t \varphi^E \frac{(1 - \bar{l})^{1-\nu}}{1-\nu} + (1 - \chi_t) \varphi^U \frac{1^{1-\nu}}{1-\nu} \end{aligned}$$

em que φ^E e φ^U podem ser interpretados como as desutilidades relativas de cada estado ao bem-estar gerado pelo consumo ou, tal qual em Andolfatto (1996), como diferenças na eficiência de *home production* em cada situação de empregabilidade. Aqueles que estão trabalhando têm sua desutilidade multiplicada por um indicador, $\chi_t = 1$ quando estão trabalhando e $\chi_t = 0$, caso contrário. De acordo com Ribeiro (2001), as estimativas do parâmetro da elasticidade da oferta do trabalho para o Brasil estão próximas de zero. Isso reforça a escolha por ajustes feitos somente na margem intensiva. A utilidade instantânea do consumo, $u(\cdot)$, é descrita por uma CRRA com parâmetro de aversão ao risco ρ . Da mesma forma, assumimos que a função utilidade do lazer, $g(\cdot)$, segue uma CRRA com parâmetro ν , que governa a oferta de trabalho.

Para evitar questões distributivas, assumimos que os membros da família compartilhem os riscos³³, o que nos permite pensar na família como o agente representativo. A família escolhe a sequência de cestas de consumo e de ativos livres de risco que maximizam sua utilidade esperada. As decisões relacionadas ao trabalho são definidas junto ao processo de barganha

³³ Da mesma forma feita por Merz (1995).

salarial que existe entre firma e trabalhador. A primeira etapa do problema da família é descrita da seguinte forma:

$$V_t = \max_{(c_t, B_t)} \left\{ u(c_t) + \int_0^{n_t} \varphi^E g(1 - \bar{l}) di + \int_{n_t}^1 \varphi^U g(1) di + \beta E_t V_{t+1} \right\} \quad (2.1)$$

em que V_t é a utilidade esperada em t , β é a taxa de desconto intertemporal e $\bar{l}$ é a quantidade fixa de horas trabalhadas. O dispêndio do agente representativo é dividido entre bens de consumo (c_t), ativos livres de risco (B_t) e impostos pagos ao governo (T_t). Seu gasto é financiado a partir dos ganhos auferidos com o salário (W_t), do retorno de ativos adquiridos no período anterior ($R_{t-1}B_{t-1}$) e da participação nos lucros das empresas (dividendos), Γ_t . Assim, a restrição orçamentária da família é descrita por:

$$c_t + B_t \leq W_t \int_0^{n_t} \bar{l} di + R_{t-1}B_{t-1} + \Gamma_t - T_t \quad (2.2)$$

em que R_{t-1} representa os juros pagos pelos títulos. Das condições de primeira ordem do problema intertemporal³⁴, obtemos as equações que descrevem o comportamento da família para o consumo marginal e para as decisões sobre consumir ou poupar:

$$u_{c,t} = \lambda_t \quad (2.3)$$

$$R_t^{-1} = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \quad (2.4)$$

em que λ_t representa o multiplicador de Lagrange da restrição orçamentária.

2.4.2 *Matching* no mercado de trabalho

O processo de busca por emprego demanda tempo e recursos dos agentes envolvidos. Além disso, as fricções presentes no mercado de trabalho – tais como heterogeneidade do trabalho e das vagas, assim como de informação imperfeita – implicam que somente parcela dos agentes (trabalhadores e firmas) que procura pela contraparte tem sucesso. Nesse sentido, é comum na

³⁴ Ver Apêndice 3 para as derivações do consumidor.

literatura econômica assumir-se a formação de um *match* trabalhador-emprego a partir de uma função Cobb-Douglas³⁵:

$$m_t = \chi_m u_t^\phi v_t^{1-\phi} \quad (2.5)$$

Isso significa que a quantidade de *matches* formados depende da quantidade de trabalhadores procurando por um trabalho, u_t , e das vagas disponíveis no mercado, v_t . A elasticidade da função é dada por $\phi \in (0,1)$ e χ_m é um parâmetro de escala. Assumindo que $\theta_t = \frac{v_t}{u_t}$ seja um indicador do grau de aquecimento do mercado de trabalho, representamos a probabilidade de um desempregado achar emprego a partir da seguinte equação:

$$s_t = \frac{m_t}{u_t} = \chi_m \theta_t^{1-\phi} \quad (2.6)$$

Dessa maneira, quanto maior for o aquecimento do mercado, mais fácil será para um desempregado achar emprego. De maneira similar, a probabilidade de uma vaga anunciada por uma firma ser preenchida é caracterizada da seguinte forma:

$$q_t = \frac{m_t}{v_t} = \chi_m \theta_t^{-\phi} \quad (2.7)$$

o que implica que quanto mais aquecido estiver o mercado de trabalho, mais difícil será para uma vaga ser preenchida. De acordo com essa notação, a duração média de uma vaga é $1/q_t$ e a duração média do desemprego é $1/s_t$.

Se o processo de busca tem sucesso, o *match* acontece. No entanto, cada relação de emprego em vigor está sujeita a separações. Uma parcela dessas relações, δ^x , se separa por iniciativa do trabalhador – fator considerado exógeno. No entanto, na presença da heterogeneidade, a separação também depende de componente endógeno. A heterogeneidade se manifesta por produtividades específicas, associadas a cada *match*, representadas por a , em que $a \in [0, \infty)$ é um processo aleatório. Dessa maneira, assumimos que, no início de cada período, a produtividade de cada posto de trabalho preenchido é sorteada de uma distribuição invariante no tempo com f.d.p. $G(a)$, e densidade $g(a)$. Se a produtividade realizada for inferior a um

³⁵ Na ausência de estimações da função de *matching* para o Brasil, seguimos Petrongolo e Pissarides (2001).

threshold, tal que $a \in [0, \tilde{a}]$, a relação de trabalho é dissolvida. A separação endógena, portanto, é resultado de $G(\tilde{a}_t)$. A taxa de separação total das relações de emprego em vigor é descrita da seguinte maneira:

$$\delta_t = \delta^x + (1 - \delta^x)G(\tilde{a}_t) \quad (2.8)$$

Assumimos que *matches* estabelecidos em t só passem a ser produtivos em $t + 1$. Dessa maneira, a evolução da força de trabalho depende do fluxo de contratações realizadas em $t - 1$, m_{t-1} , e da força de trabalho que mantiveram seus empregos:

$$m_t = (1 - \delta_t)(n_{t-1} + m_{t-1}) \quad (2.9)$$

Como em Krause e Lubik (2007), assumimos que as separações ocorram tanto com trabalhadores antigos como com recém-contratados. Além disso, a quantidade de trabalhadores procurando por emprego é idêntica à quantidade de desempregados. Com a força de trabalho normalizada em 1, o desemprego é descrito por $u_t = 1 - n_t$.

2.4.3 Firms

As firmas são representadas em um contínuo no espaço unitário indexadas por $l \in [0,1]$, são homogêneas e atuam num mercado de competição perfeita. Sua tecnologia de produção depende só da mão de obra. No início de cada período a função produção da firma tem a seguinte representação:

$$y_{j,t} = z_t L_{j,t} \quad (2.10)$$

As horas contratadas dependem de três fatores: (i) quantidade de trabalhadores empregados, (ii) horas de cada trabalhador e (iii) qualidade da mão de obra contratada, ou seja, $L_{j,t} = [H(\tilde{a}_{j,t})l_{j,t}n_{j,t}]$, sendo $H(\tilde{a}_{j,t}) = E_t[a_{j,t}|a_{j,t} \geq \tilde{a}_{j,t}]$ o fator de qualidade, em que $a_{j,t}$ representa a produtividade idiossincrática de um *match*. Como cada trabalhador contratado possui produtividade distinta, sua produção junto a firma é $y_n(a_{j,t})$. Dessa forma, a produção

agregada da firma é representada por $y_t \left(H(\tilde{a}_{j,t}) \right)$. Como é costume, a produtividade agregada é modelada como um AR(1), $\ln z_t = \rho_z \ln z_{t-1} + \zeta_t^z$, com persistência ρ_z e com choque ζ_t^z descrito por um ruído branco. Os custos da produção, apresentados em termos reais, estão todos associados ao trabalho:

$$CT_{j,t} = W_{j,t} \bar{l} n_{j,t} + \kappa v_{j,t} \quad (2.11)$$

Como cada trabalhador tem uma produtividade específica distinta, o salário recebido não é homogêneo. Nesse sentido, a folha de pagamento da firma também é uma média condicional dos salários, $W_{j,t} = E_t[w(a_{j,t}) | a_{j,t} \geq \tilde{a}_{j,t}]$, dependendo, não só da quantidade de trabalhadores contratados, mas da produtividade de *threshold*:

$$W_{j,t} = \int_{\tilde{a}_{j,t}}^{\infty} w(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{j,t})}$$

Os custos com contratações dependem da quantidade de vagas abertas pela firma, $v_{j,t}$, e do custo de manutenção por vaga, κ . Para maximizar seu lucro, a firma escolhe a quantidade de trabalhadores e vagas, levando em conta a lei de movimento da força de trabalho. Como as firmas são idênticas, omitimos os subscritos para o problema recursivo das firmas:

$$\Gamma_t = \max_{(n_t, v_t)} \{ (y_t - W_t \bar{l} n_t - \kappa v_t) + E_t Q_{t+1} \Gamma_{t+1} \}$$

em que $Q_{t+1} = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right]$ é a taxa de desconto estocástica, que resulta da condição de primeira ordem do problema da família. Das condições de primeira ordem da firma, o valor médio (sobre as produtividades específicas) de um trabalhador adicional para a firma³⁶ é:

$$\Lambda_t = y_{n,t} - W_t \bar{l} + \frac{\kappa}{q_t} \quad (2.12)$$

³⁶ Ver Apêndice 3 para as derivações da firma.

em que Λ_t , que é o multiplicador de Lagrange da lei de movimento da força de trabalho do problema da firma. O valor agregado pelo trabalhador médio decorre do lucro corrente somado à economia futura esperada com a mão de obra que não se separou da firma (último termo). No entanto, a avaliação de uma relação de emprego é feita caso a caso. O valor que um *match* gera para a firma depende da desutilidade específica daquele trabalho:

$$\Lambda(a_t) = y_n(a_t) - w(a_t)\bar{l} + \frac{\kappa}{q_t} \quad (2.13)$$

em que:

$$\frac{\kappa}{q_t} = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} \Lambda(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} \right] \quad (2.14)$$

Ao avaliar postar novas vagas, a firma leva em consideração não só seu custo κ mas o tempo esperado para que a vaga seja preenchida, $1/q_t$. O benefício dessa mesma vaga adicional é representado pela economia futura associada a ela caso seja preenchida e não desfeita. Substituindo (2.13) em (2.14), chegamos à condição pela qual a firma decide criar novos empregos:

$$\frac{\kappa}{q_t} = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1}) \left(y_n(\tilde{a}_{t+1}) - W(\tilde{a}_{t+1})\bar{l} + \frac{\kappa}{q_{t+1}} \right) \right] \quad (2.15)$$

Se iterarmos a equação acima substituindo $\frac{\kappa}{q_{t+i}}, i > 0$, podemos reescrevê-la da seguinte forma:

$$\frac{\kappa}{q_t} = E_t \sum_{i=1}^T \beta^i \left[\frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+i}) (y_n(\tilde{a}_{t+i}) - W(\tilde{a}_{t+i})\bar{l}) \right] + E_t \beta^T A_T$$

em que $A_T = \left[\left(\frac{\lambda_{t+T}}{\lambda_t} \right) (1 - \delta_{t+T}) \frac{\kappa}{q_{t+T}} \right] < \infty$. Como A_T é limitado, temos que $\lim_{T \rightarrow \infty} \beta^T \times A_T = 0$, ou seja, a disposição da firma em contratar depende do valor esperado que novos trabalhadores têm a agregar. A dinâmica da abertura de novas vagas depende exclusivamente das expectativas da firma quanto a ganhos futuros. Caso a firma esteja esperando, por exemplo, uma elevação nos ganhos de produtividade, os benefícios que uma vaga proporciona

se elevam, induzindo a um desequilíbrio entre ambos os lados da equação (2.15). A firma passa a oferecer novas vagas para aproveitar a oportunidade. O aumento de v_t induz a queda na probabilidade de preenchimento das vagas, elevando seu custo e, finalmente, igualando os lados da equação.

2.4.4 Decisão salarial

O processo de barganha sobre os salários, que ocorre entre firma e trabalhador, depende dos excedentes que ambos detêm com a realização do *match*. Dessa maneira, o trabalhador decidirá trabalhar sempre que seu retorno for superior ao que ele teria sem emprego. Sejam $T(a_t)$ e D_t os valores presentes que um indivíduo auferir estando empregado e desempregado, respectivamente. Definidos como funções Bellman, o valor de cada condição depende da utilidade decorrente da condição do desemprego e da expectativa de renda futura. Um desempregado, por exemplo, tem sua função valor descrita da seguinte forma:

$$D_t = \frac{\varphi^U g(1)}{\lambda_t} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \times \left[s_t(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} T(a) \frac{dG(a)}{1-G(\tilde{a}_{t+1})} + (1 - s_t(1 - \delta_{t+1})) D_{t+1} \right] \quad (2.16)$$

Quando desempregado, a utilidade obtida decorre da maior quantidade de tempo disponível para o lazer, em unidades de consumo, e conta com uma renda futura esperada descontada para valores correntes. A renda esperada, por sua vez, pondera os ganhos que ele teria caso viesse a trabalhar e os ganhos na condição de desempregado. Com probabilidade s_t ele acha um emprego que se tornaria produtivo em $t + 1$, e passa a ganhar $E_t[T(a_{t+1})|a_{t+1} \geq \tilde{a}_{t+1}]$. Caso contrário, ele se mantém desempregado e continua com ganhos D_{t+1} . No caso do indivíduo que esteja trabalhando, sua função valor difere nos ganhos correntes e nas probabilidades associadas às condições futuras:

$$T(a_t) = w(a_t)\bar{l} + \frac{\varphi^E g(1 - \bar{l})}{\lambda_t} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \times \left[(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} T(a) \frac{dG(a)}{1-G(\tilde{a}_{t+1})} + \delta_{t+1} D_{t+1} \right] \quad (2.17)$$

Nesse caso, o benefício corrente é representado pelo salário, associado à produtividade específica do trabalhador, somado à utilidade do lazer daquele que trabalha. Esse indivíduo espera que, com probabilidade $(1 - \delta_{t+1})$, continuará trabalhando e recebendo o valor médio esperado do *match*. Caso seja demitido, sua renda esperada será $\delta_{t+1}D_{t+1}$, em valores correntes. O indivíduo, portanto, levará em conta o excedente que ele aufera quando trabalha ($\Omega(a_t) = T(a_t) - D_t$):

$$\begin{aligned} \Omega(a_t) = w(a_t)\bar{l} - \frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1 - \bar{l})}{\lambda_t} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \\ \times \left[(1 - \delta_{t+1})(1 - s_t) \int_{\bar{a}_{t+1}}^{\infty} \Omega(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\bar{a}_{t+1})} \right] \end{aligned} \quad (2.18)$$

Para um indivíduo com uma determinada produtividade específica $\bar{a}_t$, em que $\bar{a}_t \geq \tilde{a}_t$, qualquer salário inferior a $w(\bar{a}_t)$ torna seu excedente negativo. Ou seja, ao levar em conta sua *outside option*, o indivíduo limita a queda do salário (como será explicado mais à frente).

O processo de barganha que define o salário, realizado a cada período entre trabalhadores e firmas, visa à divisão do excedente gerado pelo *match* produtivo. A solução desse processo, também conhecido por barganha de Nash, presume que firmas e trabalhadores decidam conjuntamente o salário e a quantidade de horas trabalhadas na busca pela maximização do excedente conjunto, $S(a_t) = \Omega(a_t) + \Lambda(a_t)$. Considerando o poder de barganha dos trabalhadores como $\mu \in (0,1)$, o processo de barganha é representado da seguinte forma:

$$\max_{w(a_t)} \{ \Lambda(a_t)^\mu \Omega(a_t)^{1-\mu} \}$$

A condição de primeira ordem relativa ao salário define a divisão de $S(a_t)$ de maneira proporcional ao poder de barganha dos trabalhadores:

$$\begin{aligned} (1 - \mu) \frac{1}{\Lambda(a_t)} \left(\frac{\partial \Lambda(a_t)}{\partial w(a_t)} \right) = -\mu \frac{1}{\Omega(a_t)} \left(\frac{\partial \Omega(a_t)}{\partial w(a_t)} \right) \\ \mu \Lambda(a_t) = (1 - \mu) \Omega(a_t) \end{aligned} \quad (2.19)$$

Manipulando as condições de primeira ordem junto às equações envolvidas³⁷, chegamos ao salário de Nash para um determinado *match*:

$$w(a_t)^{nash} \bar{l} = (1 - \mu) \left(\frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1 - \bar{l})}{\lambda_t} \right) + \mu(y_n(a_t) + \kappa \theta_t) \quad (2.20)$$

Em linhas gerais, o salário de Nash é uma ponderação entre a remuneração requerida pelo trabalhador (proveniente dos benefícios obtidos com sua *outside option* e uma compensação pela desutilidade do trabalho) e pelo benefício da firma (receita marginal com o *match* somada aos custos associados com novas vagas). Quanto maior for o poder de barganha, mais próximo o salário estará do que aquilo que a firma ganha. Integrando o salário de Nash nas produtividades específicas, chegamos ao salário condicional:

$$W_t \bar{l} = \int_{\tilde{a}_t}^{\infty} w(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_t)}$$

$$W_t \bar{l} = (1 - \mu) \left(\frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1 - \bar{l})}{\lambda_t} \right) + \mu(y_n(\tilde{a}_t) + \kappa \theta_t) \quad (2.21)$$

Dessa maneira, o salário agregado passa a depender de um fator qualidade de mão de obra média, $H(\tilde{a}_t)$, exigida pelos trabalhadores no processo de barganha. Nos momentos em que a economia estiver crescendo, a taxa de separação será menor. Isso significa que o valor da produtividade específica de *threshold* se elevará e que as firmas passarão a empregar trabalhadores com produtividades menores.

2.4.5 Destruição endógena

Para que uma contratação seja efetivada, o primeiro passo é que ambas as partes, trabalhador e firma, estabeleçam um *match*. No entanto, isso não é o suficiente em um mercado de trabalho com heterogeneidade. É necessário que a firma entenda a relação como lucrativa. Um *match* lucrativo será aquele que tenha uma produtividade específica superior a um limiar. Ao definir esse *threshold*, a firma passa a atuar sobre a margem de destruição de empregos. A destruição ocorrerá sempre que $a_t \in [0, \tilde{a}_t)$. Portanto, para identificarmos o *threshold* que

³⁷ Ver Apêndice 2 para derivações do salário de Nash.

define a margem de destruição, basta que ela torne o excedente da firma não lucrativo, ou seja, que $\Lambda(a_t) \leq 0$. Assumindo que $\Lambda(\tilde{a}_t) = 0$, e substituindo as equações (2.20) e (2.14), definimos $\tilde{a}_t$:

$$\tilde{a}_t = \frac{1}{z_t} \left[\left(\frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1-\bar{l})}{\lambda_t} \right) + \left(\frac{\kappa}{1-\mu} \right) \left(\mu \theta_t - \frac{1}{q_t} \right) \right] \quad (2.22)$$

De acordo com (2.22), reduções da produtividade agregada e da utilidade marginal do consumo, assim como elevações da probabilidade de preenchimento das vagas postadas pelas firmas e do grau de aquecimento do mercado de trabalho, por exemplo, acabam por aumentar o valor da produtividade específica de *threshold*. Como resultado, as firmas passam a exigir de cada *match* uma produtividade superior, aumentando a quantidade de separações. Isso ocorre, pois todas essas variáveis compõem o salário e se traduzem num aumento dos custos para a firma. Dessa maneira, a firma é obrigada a se desfazer de uma parcela dos trabalhadores de modo a manter seus lucros maximizados.

2.4.6 Fechando o modelo

Governo

A política fiscal é modelada como um agente passivo. Seus gastos, decorrentes do pagamento de dívidas, são financiados por meio da arrecadação de impostos e da captação no mercado de dívida. Sua restrição orçamentária é descrita da seguinte forma:

$$R_{t-1}B_{t-1} \leq B_t + T_t \quad (2.23)$$

Market clearing

Família

A agregação da restrição das famílias elimina as dívidas da restrição agregada:

$$c_t = W_t n_t \bar{l} + \Gamma_t - T_t$$

Gastos do governo

O governo apresenta um orçamento equilibrado, ou seja, suas arrecadações menos transferências se igualam: $T_t = 0$. Além disso, como o mercado de ativos é completo, todo o passivo da dívida do governo é zerado pela contraparte na mão das famílias, $R_{t-1}B_{t-1} = B_t$.

Restrição da economia

Após agregar as restrições das famílias, das firmas e do governo e substituir o lucro agregado das firmas na restrição da família, obtemos a demanda agregada da economia:

$$y_t^d = c_t + \kappa v_t \quad (2.24)$$

Ao final de cada período, a quantidade de trabalhadores empregados é reduzida pela quantidade de separações. Dessa maneira, agregando-se a produção de cada firma chega-se à seguinte oferta agregada:

$$y_t^s = z_t H(\tilde{a}_t) \bar{l} (1 - \delta_t) n_t$$

Na medida em que a economia se aquece, $\tilde{a}_t$ se reduz e o efeito da qualidade média do par trabalhador-firma também diminui (via $H(\tilde{a}_t)$). No entanto, apesar desse efeito negativo, há outro efeito contrário atuando sobre o produto decorrente da redução de separações. Ou seja, podemos reescrever a oferta agregada como:

$$y_t^s = z_t \bar{l} n_t \left[(1 - \delta^x) \int_{\tilde{a}_t}^{\infty} a dG(a) \right] \quad (2.25)^{38}$$

O efeito líquido é, portanto, positivo. Além disso, em equilíbrio, oferta e demanda se igualam, $y_t^s = y_t^d$.

³⁸ Isso decorre de $H(\tilde{a}_t)(1 - \delta_t) = \left[\int_{\tilde{a}_t}^{\infty} a \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_t)} \right] [(1 - \delta^x)(1 - G(\tilde{a}_t))] = (1 - \delta^x) \int_{\tilde{a}_t}^{\infty} a dG(a)$.

2.5 Calibração e resultados

2.5.1 Calibração

Usamos dados trimestrais, cobrindo o período de março de 2002 até março de 2011, obtidos de três fontes: Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE), Contas Nacionais (IBGE) e Banco Central do Brasil. Enquanto os dados relacionados às Contas Nacionais foram obtidos em formato real dessazonalizado e na periodicidade citada, o restante da base de dados utilizada, originalmente em periodicidade mensal, foi trimestralizado (via média simples), deflacionado pelo IPCA e ajustado sazonalmente com a metodologia X-12. Posteriormente, a base de dados foi logaritimada (via logaritmo neperiano) e dividida nos componentes de baixa e alta frequência por meio do filtro Hodrick-Prescott (considerando o parâmetro do filtro igual a 1600). As séries de salário real/hora foram construídas a partir dos rendimentos real/hora médio e mediano, obtidos a partir dos salários efetivamente ganhos³⁹. A análise se restringe ao início de 2002 por conta das mudanças metodológicas por que passou a PME, as quais buscaram, entre outros objetivos, estabelecer maior compatibilidade com estudos internacionais (IBGE, 2007).

Sob o ponto de vista da validade da pesquisa como representativa para o território nacional, a PME cobre os seis principais centros urbanos do Brasil que contemplam em torno de 20 pp da população economicamente ativa (PEA) do país e 25 pp da população ocupada (PO). Além disso, essas regiões estão entre os principais polos econômicos do Brasil, sendo responsáveis, no período de 2003 a 2007, por 22 pp da produção nacional.

Mercado de trabalho

Os parâmetros relacionados ao mercado de trabalho são χ_m , δ^x , ϕ , μ , σ_a , μ_a , κ e $sc = c/y$. O parâmetro da elasticidade da tecnologia de *matching* é fixado em $\phi = 0.5$ com base em Petrongolo e Pissarides (2001). Até onde temos conhecimento, nenhum estudo teria estimado a função de *matching* para a economia brasileira.

³⁹ O salário nominal usado para a construir a variável real é aquele cujo tipo do trabalho é “trabalho principal”. Vale dizer que os ciclos praticamente não diferem quando comparados com as séries construídas que contemplam as informações do trabalho principal e de trabalhos secundários.

O poder de barganha dos trabalhadores é calibrado de acordo com os valores assumidos por Ulyssea (2010)⁴⁰. Segundo o autor, o poder de barganha do trabalhador formal é 0.45 e 0.15, o de trabalhadores informais. Ponderamos apenas os valores pela proporção de formais e informais⁴¹, chegando a $\mu = [0.797 \times (0.45) + 0.203 \times (0.15)] = 0.39$.

A introdução da heterogeneidade no modelo depende da distribuição da produtividade específica $G(a)$. A produtividade deve estar limitada a valores positivos. Como não temos conhecimento de nenhuma estimativa para a economia brasileira, usamos como referência a calibração de Trigari (2009) para a economia norte-americana. É costume assumir que a distribuição da heterogeneidade segue uma *lognormal*. A autora estima que a distribuição possui média $\mu_a = 0$ e desvio padrão $\sigma_a = 0.4$, valores que usamos como *benchmark*.

No caso dos parâmetros χ_m e κ , é necessário assumir o valor de algumas variáveis de equilíbrio. Usando as estimativas de desemprego obtidas no primeiro capítulo desta tese⁴², definimos que, em equilíbrio, o desemprego assume o valor $u = 0.095$ (lembrando que a PEA está normalizada em 1) e que a probabilidade de separação total é $\delta = 0.0362$. Para calibrar o parâmetro das separações iniciadas pelos trabalhadores usamos a proporção dos fluxos da PME que foram para o desemprego e que declararam pedido de demissão. A proporção obtida sugere que 10 por cento pedem demissão ($\delta^x = 0.1 \times \delta$).

Também assumimos, assim como Andolfatto (1996), que a parcela do PIB associada ao consumo equivale a $sc = 0.99$. Por último, o grau de aquecimento do mercado de trabalho é escolhido de forma arbitrária, visto que não temos dados de vagas disponibilizadas. No entanto, usando como referência o grau de aquecimento de equilíbrio da Inglaterra (0.67), obtido de Zanetti (2011), e da zona do Euro (0.43), obtido de Christoffel et al. (2009), podemos intuir que mercados de trabalho mais rígidos estariam menos aquecidos. Dado que o mercado brasileiro tem a presença considerável de informais, nosso equilíbrio poderia estar mais próximo do equilíbrio britânico. Nesse caso, assumimos $\theta = 2/3$.

⁴⁰ Ver Tabela 11.

⁴¹ Classificamos como “informal”, somente os assalariados sem carteira assinada, que têm representatividade média na PME de 20.3 pp.

⁴² Entre as duas classificações de desemprego feitas, calibramos o modelo a partir da “classificação 1” que é a classificação usualmente divulgada pelo IBGE.

O parâmetro da qualidade dos *matches* é obtido do equilíbrio a partir da equação (2.7), $\chi_m = q\theta^\phi$. No caso do custo de manutenção de uma vaga, κ , seu valor é calibrado a partir da equação de demanda agregada, (2.24) e de sc , ou seja, $\kappa = (y - c)/v$.

Preferências

A taxa intertemporal é calibrada da condição de equilíbrio da decisão do consumidor entre consumir ou poupar. Usando a média das taxas trimestrais, do período analisado, de juros nominal e inflação, obtemos o juro real, $R = (Selic/IPCA) = 1.0362/1.0158$ e a taxa de impaciência, $\beta = 1/R = 0.98$, valor coerente com o que se verifica na literatura. Apesar de o mercado de trabalho ser modelado como indivisível, o parâmetro v é calibrado de forma que a elasticidade de oferta de Frisch, dada a especificação da função lazer, se iguale a $f = -(1/v)(1 - \bar{l})/\bar{l}$, logo, $v = -(1/f)(1 - \bar{l})/\bar{l}$. Assumindo que a parcela das horas de trabalho brasileiras seja equivalente a $1/3$ ⁴³ e assumindo que $f = 0.5$, temos que $v = -4$. Os parâmetros φ^E e φ^U são obtidos das condições de equilíbrio do modelo⁴⁴.

Produtividade agregada

Para calibrar os parâmetros do choque de produtividade, seguimos a literatura. Dessa maneira, o parâmetro da autocorrelação segue $\rho_z = 0.95$ e o desvio padrão σ_z é definido de forma a equalizar o desvio padrão do modelo ao PIB brasileiro (1.59 pp). A Tabela 12 resume a calibração dos parâmetros.

⁴³ Cálculo feito a partir da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) por Kanczuk (2004).

⁴⁴ Os valores em si não impactam no comportamento cíclico, visto que foram escolhidos residualmente da equação de salário agregado, logo seu efeito sobre os desvios da utilidade marginal serão sempre os mesmos.

Tabela 12: Parâmetros do modelo

Parâmetro	Descrição	Valor	Fontes
Mercado de Trabalho			
ϕ	Elasticidade do <i>matching</i>	0.5	Petrongolo e Pissarides (2001)
μ	Poder de barganha do trabalhador	0.39	Cálculo a partir de Ulyssea (2010)
σ_a	Desvio-padrão da distribuição de a	0.4	Trigari (2009)
μ_a	Média da distribuição de a	0	Trigari (2009)
δ^x	Taxa de separação exógena	0.0362	Primeiro capítulo desta Tese
sc	Parcela do PIB relacionada ao consumo	0.99	Andolfatto (1996)
χ_m	Escalar da tecnologia do <i>matching</i>	0.4333	Do equilíbrio
κ	Custo de manutenção de uma vaga	0.0380	Do equilíbrio
Preferências			
β	Taxa de desconto intertemporal	0.98	Cálculo próprio
ν	Elasticidade do lazer	-4	Cálculo próprio
φ^E	Importância da desutilidade do trabalho	49.5246	Do equilíbrio
φ^U	Importância da desutilidade do desemprego	12.7267	Do equilíbrio
Produtividade Agregada			
ρ_z	Autocorrelação da produtividade agregada	0.95	Literatura de RBC

2.5.2 Resultados

Para identificar se a presença de heterogeneidade, num mercado de trabalho estruturado nos moldes de DMP, ajuda a compreender a economia brasileira, simulamos uma economia artificial com ambas as margens atuantes – de destruição e criação de postos de trabalho – e comparamos seus resultados com um modelo em que a margem de destruição endógena não está presente (modelo padrão da literatura de *search*)⁴⁵. Como a inclusão da heterogeneidade ocorre por meio da distribuição de choques idiossincráticos, dado nosso desconhecimento dos parâmetros – sem fazer menção à premissa de que a distribuição tem o formato de uma *lognormal* –, fazemos uma análise de sensibilidade em torno do parâmetro do desvio padrão da distribuição, σ_a . Assim, usamos dois cenários em torno da calibração *benchmark* – valor de Trigari (2009), $\sigma_a = 0.4$. Por um lado nos baseamos no valor da calibração de den Haan et al. (2000), $\sigma_a = 0.1$, também muito usado na literatura norte-americana, e, por outro, assumimos um valor superior de forma a manter simetria em torno da calibração *benchmark*,

⁴⁵ Isso significa dizer que a variável δ_t se torna um parâmetro e a variável $\tilde{a}_t$ deixa de existir.

$\sigma_a = 0.7$. Todos os resultados foram obtidos de simulações dos modelos log-linearizados realizados com o instrumental de Uhlig (1995).

Tabela 13: Desvios-Padrões e Correlações com PIB e Desemprego (U)

	Brasil	Destruição Exógena	Destruição Endógena		
			$\sigma_a = 0.1$	$\sigma_a = 0.4$	$\sigma_a = 0.7$
$DP[PIB]$	1.59	0.40	3.23	0.88	0.28
$DP[X]/DP[PIB]$					
Salário Real/Hora (média)	2.01	0.99	0.78	0.93	1.02
Salário Real/Hora (mediana)	1.56				
Desemprego	3.35	0.27	1.59	0.55	0.19
Prob. separação (δ)	4.34	–	3.36	0.89	0.37
Prob. achar emprego (s)	2.25	0.41	1.28	0.08	0.66
$Corr[PIB, X]$					
Salário Real/Hora (média)	0.20	1.00	1.00	1.00	1.00
Salário Real/Hora (mediana)	0.13				
Desemprego	-0.50	-0.60	-0.98	-0.93	-0.25
Prob. separação (δ)	-0.41	–	-0.99	-1.00	0.97
Prob. achar emprego (s)	-0.07	1.00	-1.00	-0.98	1.00
$Corr[X(t), X(t-1)]$					
PIB	0.67	0.72	0.73	0.72	0.72
Salário Real/Hora (média)	0.77				
Salário Real/Hora (mediana)	0.70	0.72	0.72	0.72	0.72
Desemprego	0.77	0.89	0.81	0.88	0.70
Prob. separação (δ)	0.63	–	0.67	0.65	0.83
Prob. achar emprego (s)	0.54	0.67	0.72	0.81	0.70
$Corr[U, X]$					
Salário Real/Hora (média)	-0.38	-0.60	-0.98	-0.93	-0.24
Salário Real/Hora (mediana)	-0.12				
Prob. separação (δ)	0.62	–	0.96	0.88	-0.47
Prob. achar emprego (s)	-0.01	-0.52	0.98	0.98	-0.21

Ciclos obtidos de Filtro HP, $\lambda = 1600$.

A Tabela 13 resume as principais estatísticas relacionadas às variáveis de interesse. Usamos como medida de atividade para avaliar o modelo tanto o PIB como o Desemprego, por três razões: (i) o desemprego é uma variável relevante e a literatura de *search* usa suas medidas para analisar os modelos, (ii) os estudos microeconômicos que se debruçam sobre o tema das mudanças de composição ao longo dos ciclos geralmente usam o desemprego como medida de atividade, (iii) da maneira como o modelo foi construído, os efeitos da

heterogeneidade se manifestam mais sobre outras variáveis que não o PIB. Dessa maneira, aparenta ser relevante usar o desemprego como outra medida de atividade.

Analizando as estatísticas dos desvios-padrões relativos, o comportamento dos modelos sugere que quanto maior a dispersão dos choques idiossincráticos, maior será a volatilidade relativa do salário real. Tal resultado melhora o desvio padrão relativo do modelo *benchmark* (de 0.93 para 1.02), se aproximando dos dados da economia brasileira (em torno de 2.0), e também do modelo exógeno (0.99).

No entanto, a relação é inversa para o comportamento do desemprego. Enquanto o modelo com menor dispersão ($\sigma_a = 0.1$) apresenta o resultado mais próximo ao comportamento da economia brasileira (1.59 e 3.35, respectivamente), a estatística cai para 0.19 no modelo com $\sigma_a = 0.7$. Vale ressaltar que o modelo com destruição exógena apresenta desempenho inferior inclusive ao modelo com maior dispersão⁴⁶ (0.27). A dispersão relativa da probabilidade de separação (δ_t) apresenta resultados similares ao do salário real, indicando uma melhora dos resultados a medida que diminui a dispersão da distribuição. Já a probabilidade do trabalhador achar emprego (s_t) sugere um comportamento não linear com relação à dispersão da distribuição. Porém, o modelo com menor dispersão indica maior proximidade à economia brasileira (1.28 e 2.25, respectivamente).

Esses resultados, que são reflexos da dispersão que a distribuição assume, ficam mais fáceis de serem compreendidos atentando ao Gráfico 16, que ilustra como as dispersões alteram a distribuição. Supondo que um choque positivo de produtividade ocorra, haverá uma redução do limiar da produtividade idiossincrática ($\tilde{a}_t$). Como a magnitude da mudança em $\hat{a}_t$ é a mesma para um dado choque – vide a equação linearizada de (2.22) –, a mudança na composição qualitativa da mão de obra afetará mais as distribuições com menor dispersão, ou seja, quanto menor a dispersão, maior será o efeito das decisões de separação das firmas. Isso justifica o comportamento dos desvios-padrões relativos de desemprego e δ_t serem mais elevados em distribuições com menor volatilidade.

No tocante às correlações do PIB com os salários, em todos modelos há correlação de 100 pp, independentemente do grau de dispersão da distribuição. Apesar de muito distante dos

⁴⁶ Esse resultado, no entanto, parece estar condicionado ao valor da dispersão superior. Valores superiores sugerem resultados da dispersão relativa inferiores, indicando tendência de piora em relação ao modelo exógeno.

números da economia brasileira (0.20 e 0.13 para média e mediana, respectivamente), os números têm o mesmo sinal. O desemprego, por sua vez, também tem sua correlação reduzida na medida em que σ_a aumenta. A correlação, que começa relativamente elevada (-0.98) diminui para -0.25, enquanto que o modelo com destruição exógena (-0.60) se mostra mais próximo à realidade da economia brasileira (-0.50). Quanto às probabilidades de separação e de achar um emprego, a economia brasileira apresenta comportamento claramente contracíclico para δ_t (-0.41) e acíclico para s_t (-0.07).

Gráfico 16: Distribuições

Analisando os resultados dos modelos com separação endógena, existe uma inversão de sinal em ambas as variáveis de probabilidade. No tocante à probabilidade de achar um emprego (s_t), esse resultado, também registrado na literatura por conta da falha na relação negativa entre desemprego e vagas (Curva de Beveridge), decorre do comportamento das firmas em anunciar novas vagas (ver a equação (2.15) linearizada). Conforme a economia passa a ter maior dispersão dos choques idiossincráticos, os efeitos das mudanças na composição passam a ser menos sentidos. E como expansões estão associadas a reduções de $\tilde{a}_t$, um choque positivo da produtividade passa a surtir efeitos mais fortes, estimulando as firmas a

oferecerem mais vagas ao sinal de uma expansão. Já δ_t apresenta um comportamento contrário, tornando-se pró-cíclico (indo de -0.99 para 0.97, conforme se eleva σ_a). Isso ocorre porque, além da produtividade agregada, $\tilde{a}_t$ depende de q_t e θ_t . Ambos passam a ter correlação positiva com o PIB e, portanto, sobrepõem os efeitos de uma elevação de z_t . Vale ressaltar que a tendência de redução da correlação de δ_t com o PIB (inicialmente em -0.99 para $\sigma_a = 0.1$) induz uma aproximação ao valor que a economia brasileira apresenta (-0.41).

Gráfico 17: Corr[Salário(t+i),Desemprego(t)] – modelo

As autocorrelações de primeira ordem do PIB e dos salários se mostram invariantes ao modelo e ficam próximas de 0.72, resultado esse que se mostra próximo ao da economia brasileira (0.67 e 0.77, respectivamente). Em relação ao modelo com destruição exógena (0.89), os modelos com destruição endógena geram resultados melhores para o desemprego (0.81, 0.88 e 0.70), sendo que a economia brasileira apresenta autocorrelação de 0.77. A probabilidade de achar emprego (s_t) nos modelos endógenos, ainda que não muito distante do resultado do modelo exógeno (0.70 para o melhor *fitting* e 0.67, respectivamente), sugere uma correlação mais elevada do que a verificada no Brasil (0.54). Já δ_t indica resultados muito

próximos da economia brasileira (0.63) para as duas distribuições com menor dispersão (0.67 e 0.65, respectivamente).

Enquanto que a correlação dos salários com o PIB se mostra invariante em relação ao tipo de modelo, a correlação com o desemprego apresenta resultados na direção do que foi evidenciado como um possível efeito de composição; ou seja, por conta das mudanças de composição, a correlação com o desemprego passa a ficar mais amena. Isso fica visível conforme aumentamos a dispersão da economia artificial, indo de -0.98 para -0.24. O modelo exógeno gera um resultado de -0.60, ainda superior ao verificado no Brasil (-0.38 e -0.12 para média e mediana, respectivamente). Outra forma de visualizar essa compressão da correlação com a medida de atividade está na correlação dinâmica com o desemprego no Gráfico 17. Os resultados do comportamento de δ_t e s_t são similares aos da correlação com o PIB.

Gráfico 18: Funções de Resposta ao Impulso – Choque de Produtividade (1pp)

Para completar a descrição do comportamento dessa economia, usamos Funções de Respostas ao Impulso (FRI's) para choques de produtividade agregada de 1 pp. O Gráfico 18 mostra o comportamento do PIB, desemprego, aquecimento do mercado de trabalho (θ_t) e o comportamento das vagas ofertadas para os diversos modelos. A FRI do PIB praticamente não difere nos modelos abordados com destruição exógena e naqueles com destruição endógena em que $\sigma_a \in \{0.4, 0.7\}$. Já o modelo com $\sigma_a = 0.1$ sugere que a reação do PIB se mantém acima dos demais. Da mesma maneira, o desemprego se torna menos sensível à medida que se eleva a dispersão de $g(\tilde{a}_t)$, como sugerido na Tabela 13.

Conforme a dispersão se eleva, choques positivos da produtividade agregada passam a se manifestar com menor intensidade sobre os efeitos de $\tilde{a}_t$ – vide coeficiente $q_{\tilde{a}}$ da equação (2.15) linearizada. Dessa maneira, as firmas passam a esperar maiores ganhos com a abertura de vagas e, portanto, o número de vagas abertas se eleva. Como resultado dos movimentos do desemprego e das vagas oferecidas, o mercado se torna mais aquecido – ou mais competitivo para o empregador conseguir absorver um trabalhador procurando emprego – conforme mais dispersa for $g(\tilde{a}_t)$.

2.6 Conclusão

Este capítulo analisa o papel da heterogeneidade do mercado de trabalho ao longo dos ciclos de negócio no Brasil. O comportamento cíclico da mão de obra sugere indícios de mudanças em sua composição qualitativa no curto prazo. Tais indícios foram obtidos a partir da análise dos microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE) e se basearam no comportamento cíclico relativo de emprego e salário real/hora a partir de diferentes coortes (definidos pelo grau de escolaridade, tempo de trabalho e idade).

Os mesmos indícios advogam contra a premissa dos modelos macroeconômicos tradicionais de que todos os agentes são idênticos. Para ilustrar como a presença de heterogeneidade deve influenciar o comportamento cíclico de uma economia artificial, partimos do arcabouço de busca de emprego com choques de produtividades específicas nos moldes de Mortensen e Pissarides (1994), ou seja, um modelo com destruição endógena. O modelo, que abrange só o lado real, tem firmas e trabalhadores sem informação completa a respeito da outra parte e, por

conta disso, a cada vez que se encontram iniciam um processo de barganha salarial do tipo Nash. Como parte das negociações não tem sucesso, alguns trabalhadores ficam desempregados e o salário praticado fica acima daquele considerado de *market clearing*. Além disso, como há heterogeneidade específica, cada relação de trabalho está associada a um salário distinto. Dessa maneira, o salário agregado também é influenciado.

Dadas as limitações do modelo – que não contempla capital e depende só de choques de produtividade agregada – obtêm-se resultados modestos. Apesar disso, elucidam-se algumas questões acerca da presença desse tipo de heterogeneidade na economia.

De maneira geral, os resultados indicam que, conforme a medida de dispersão de heterogeneidade empregada se reduz, mais volátil se torna a economia. Além disso, o modelo indica que, na medida em que a dispersão se eleva, há uma redução da correlação contemporânea dos salários reais com o desemprego, tal como sugerem as evidências.

3 DESEMPREGO E OS CICLOS DE NEGÓCIO NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DE MODELOS DSGE COM DESEMPREGO INVOLUNTÁRIO

3.1 Introdução

O desemprego desempenha papel importante na discussão de política econômica, se tornando evidente, principalmente, em tempos de contração econômica. O interesse da literatura econômica pelo desemprego, como o *mainstream* o entende, data do pós-Segunda Guerra⁴⁷.

Nas duas últimas décadas, a preocupação com o desemprego na esfera da literatura macroeconômica tem aumentado, o que se reflete no crescente número de publicações envolvendo a literatura de busca de emprego (inclusive valendo um Nobel a Diamond, Mortensen e Pissarides). No entanto, só recentemente os modelos novo keynesianos convencionais⁴⁸, da chamada Nova Síntese Neoclássica (NSN), passaram a incluir o desemprego involuntário explicitamente.

Dentre os trabalhos que se inserem no contexto acima, Christiano et al. (2010) dão especial atenção às imperfeições no seguro do consumo em relação aos estados do mercado de trabalho em um modelo de DSGE. No entanto, sua estrutura estaria sujeita à Crítica de Lucas, decorrência de problemas de identificação (CHARI et al., 2009). Essencialmente, o problema de identificação, assim como ilustrado por Santos (2012), resultaria na impossibilidade de identificar, separadamente, os choques de markup salarial e de oferta de trabalho, que aparecem de forma aditiva na equação de salários. Esta impossibilidade tem reflexos claros na condução de política econômica, tendo em vista que choques de markup são “ineficientes” (no sentido de Pareto), ao contrário de choques de preferência.

Já Galí (2011), por outro lado, sugere uma alternativa elegante para modelar o desemprego involuntário que lide diretamente com este problema de identificação. A modelagem do desemprego involuntário resulta da reinterpretação que Jordi Galí faz do trabalho de Erceg et

⁴⁷ Tais como os trabalhos seminais de Friedman (1968) e Phelps (1968) e os artigos de Robert Lucas no fim da década de 1960 e início de 1970, em especial Lucas (1972), que passam a trabalhar com a hipótese de expectativas racionais em um arcabouço de equilíbrio geral.

⁴⁸ Por “convencionais” referimo-nos aos modelos cujo arcabouço teórico tem a estrutura do mercado de trabalho baseado no leiloeiro walrasiano.

al. (2000), caracterizando o desemprego com definição similar à utilizada pelas instituições responsáveis pelas estatísticas de emprego (IBGE, no caso brasileiro) – nesse caso, indivíduos que gostariam de trabalhar, mas não se encontram empregados.

Aliado às inovações das estimações bayesianas aplicadas aos modelos de DSGE, isso têm permitido maior interação da estrutura econômica dos modelos junto aos dados, o que se reflete no crescente aparecimento do tema nas revistas acadêmicas e em relatórios de muitos dos bancos centrais.

Nosso objetivo com este trabalho é tentar (i) identificar quais fricções do modelo são importantes para melhor captar as flutuações das principais séries macroeconômicas no Brasil, em especial a taxa de desemprego; (ii) averiguar se a introdução da série de desemprego na estimação do modelo traz informações úteis ao mesmo; (iii) discutir como choques de produtividade se manifestam sobre o mercado de trabalho (em especial o desemprego), dado que resultados contrários são geralmente encontrados entre modelos de busca de emprego em relação aos modelos nos quais a estrutura do mercados de trabalho se dá nos padrões walrasianos.

Em nossos exercícios, utilizamos um modelo que parte de uma economia de competição monopolística como em Smets e Wouters (2007) (doravante SW), e contempla fricções nominais, *à la* Calvo e de indexação, de preços e salários, e fricções reais como *habit persistence*, custo de ajustamento do investimento e custo de utilização do capital. Para analisar o item (i) acima, realizamos uma análise de sensibilidade análoga àquela proposta por Rabanal e Rúbio-Ramirez (2005). Basicamente, impomos restrições aos parâmetros estruturais do modelo, de forma a nos auxiliar com os objetivos mencionados em (i). Não há registro, até onde sabemos, do uso dessa metodologia para a taxa de desemprego, tanto na literatura nacional como na internacional.

Nossos resultados sugerem que os modelos utilizados demonstram melhor acurácia para os dados da economia brasileira na presença de todas as fricções (à exceção das indexações salariais). Além disso, a presença da taxa de desemprego muda a ordem de importância das fricções, dando maior importância às fricções reais. Esse resultado é reflexo do conteúdo informativo que a série de desemprego apresenta.

A análise de decomposição de variância do erro de previsão sugere que choques de markup salarial perdem importância à custa, principalmente, dos choques de prêmio de risco. Além disso, a inclusão da taxa de desemprego nos dados usados permite que choques de preferência (oferta de trabalho) sejam identificados e passem a explicar os ciclos, mesmo que, às vezes, com pouca responsabilidade.

Por fim, a análise de funções de resposta ao impulso (FRI) bayesianas sugere que o desemprego é negativamente afetado por choque de produtividade; tal fato decorre da subsequente redução da demanda de trabalho.

Este capítulo está dividido da seguinte forma: na seção que segue, revisamos a literatura; a terceira seção introduz o modelo com desemprego; a quarta seção apresenta a metodologia aplicada; a penúltima seção apresenta e analisa os resultados obtidos; e por fim, a última seção resume nossas conclusões.

3.2 Revisão da literatura

A ausência da possibilidade de desemprego sempre foi uma crítica formulada aos modelos convencionais. Inclusive, no caso dos modelos de *Real Business Cycles* (RBC), esta talvez tenha sido a crítica mais dura. No caso dos modelos de RBC, os primeiros trabalhos a responderem às críticas quanto à ausência de desemprego foram Hansen (1985) e Rogerson (1988). Estes dois trabalhos incluem a possibilidade de desemprego ao admitir que as horas de trabalho resultem somente da margem extensiva⁴⁹ e, por meio de mecanismos de convexidade na oferta de trabalho (via sorteio), conseguem justificar a baixa elasticidade da oferta de trabalho embasada nos estudos microeconômicos e, ao mesmo tempo, gerar elasticidades agregadas elevadas. A NSN faz uso do arcabouço de RBC e, naturalmente, reproduz alguns de seus problemas, entre os quais estão as questões relacionadas ao mercado de trabalho.

⁴⁹ Essa característica é comum para a economia norte-americana, que indica que as variações das horas trabalhadas resultam, quase que inteiramente, das oscilações do número de trabalhadores empregados, e não da quantidade de horas trabalhadas por cada um destes.

Em paralelo aos modelos com mercados de trabalho regidos pelo leiloeiro walrasiano, a literatura de busca de emprego, cujo desenvolvimento se inicia nas décadas de 1970 e 1980, teve um crescimento notável na literatura macroeconômica nas duas últimas décadas, culminando na premiação do triunvirato Diamond, Mortensen e Pissarides (DMP) com o prêmio Nobel de economia em 2010. A essência dessa abordagem reside na ideia de que o processo de busca pelo emprego envolve custos decorrentes de inúmeros fatores, por exemplo, heterogeneidade e informação assimétrica. Como resultado, o processo toma tempo e, por não absorver instantaneamente os trabalhadores dispostos a trabalhar, o desemprego emerge como resultado natural.

Os objetivos nessa linha de pesquisa são variados. Walsh (2005) e Trigari (2009), por exemplo, analisam como as fricções nominais influenciam o comportamento cíclico dos agregados e dos preços a choques de política monetária, partindo de modelos do tipo DMP com destruição endógena (uma versão mais aprimorada do modelo mais simples). Os autores relatam que essa estrutura tem sucesso na simulação da economia, em especial aos formatos das FRI's do PIB, da inflação e das horas trabalhadas (exceto Walsh).

Outra preocupação tem girado em torno do *puzzle* dos modelos DMP padrão, que geram volatilidades de salários e emprego diferentes das observadas na economia dos EUA. Grande parte das explicações tem usado alguma forma de rigidez salarial que acaba por transmitir seus efeitos para o emprego. Nesse contexto, a discussão gira em torno de qual seria a forma mais adequada para criar a rigidez. Parte dessa discussão segue a abordagem de Hall (2005), que usa uma ponderação, levando o salário a ser definido entre um componente da barganha de Nash e outro componente *ad hoc* (uma constante ou salário do período anterior, por exemplo). O outro lado da moeda tem sido a análise do tipo contratual. Gertler e Trigari (2009), por exemplo, entendem que a volatilidade decorre da estrutura contratual do salário (renegociação salarial que ocorre a todo período) e que seria resolvida por meio da estrutura de contrato multiperíodo, limitando as renegociações. Os autores, a partir de um modelo de equilíbrio geral calibrado, conseguem gerar estatísticas mais compatíveis aos dados da economia norte-americana.

Já outros estudos, como, por exemplo, Krause e Lubik (2007) e Christoffel e Linzert (2010), têm direcionado seus esforços para analisar os efeitos de rigidezes na dinâmica da inflação. Krause e Lubik, a partir de um modelo com destruição endógena, mostram que a presença

destas rigidezes é importante para solucionar o *puzzle* e para corrigir a correlação da Curva de Beveridge (relação negativa entre desemprego e abertura de postos de trabalho), embora as mesmas não impactem significativamente a dinâmica da inflação e a persistência dos efeitos dos choques monetários. Por outro lado, Christoffel e Linzert advogam que o tipo de especificação do processo de barganha salarial afeta a persistência inflacionária. No caso, eles confrontam o processo de barganha típica (Nash) com o *Right-to-Manage* (RTM) – processo este que delega à firma toda responsabilidade da escolha da quantidade de trabalhadores, diferente, portanto, do tradicional processo de Nash. Aparentemente o processo de RTM eleva a rigidez e, por sua vez, gera melhores resultados.

Pode-se dizer que como grande parte do desgosto com que é encarado o processo dos ciclos econômicos, do ponto de vista de bem-estar social, é natural que a discussão normativa ganhe importância. Dentro do contexto da NSN, a presença de fricções nominais e reais cria ineficiências que se traduzem no *trade-off* desemprego-inflação. Blanchard e Galí (2010) e Thomas (2008) discutem como choques produtividade se manifestam na economia a partir de diferentes estruturas salariais e como (com que objetivos) a regra da política monetária deveria atuar para maximizar o bem-estar social. Ambos alegam que modelos do tipo padrão, em que barganhas de Nash ocorrem a todo instante e com preços flexíveis (ou inflação zero), tendem a não afetar o desemprego. No entanto, modelos mais realistas, no sentido de trazerem rigidezes salariais, geram o *trade-off* supracitado, induzindo à questão de qual objetivo a política ótima deve perseguir.

Além da discussão de política ótima, modelos de médio porte, como SW, têm sido usados como instrumentos de política econômica por vários bancos centrais. A literatura de *search* não deixa por menos e é representada por Gertler et al. (2008).

No entanto, como chamam a atenção Chari et al. (2009) (CKM), os modelos novo keynesianos também estão sujeitos à Crítica de Lucas e que, portanto, ainda não estão prontos para serem usados na avaliação de políticas econômicas. Usando a estrutura de SW, CKM mostram, que na presença de choques de preferência (no caso, de oferta de trabalho) e de markup salarial, ambos os choques, após linearização do modelo, são apresentados de forma aditiva na equação de salário, o que impossibilita qualquer identificação da origem das oscilações. Mais importante é notar que cada choque prescreve uma conduta distinta de política. Enquanto choques de preferência são vistos como eficientes, choques de markup

salarial afastam a economia do nível eficiente, pois mudam a estrutura do poder de mercado dos trabalhadores. O primeiro caso deve ser acomodado e o segundo deve ser neutralizado.

É nesse sentido que o trabalho de Galí et al. (2011) (doravante, simplesmente, GSW) se mostra, num primeiro instante, como um substituto natural a SW no que se refere à estrutura do mercado de trabalho.

A novidade apresentada por GSW, que parte da estrutura do modelo de SW, é a introdução do desemprego involuntário. Isso permite contornar a crítica de CKM, ao possibilitar que os dois choques mencionados acima sejam separadamente identificados ao introduzir mais uma variável observada, qual seja, o desemprego. A essência dessa caracterização do mercado de trabalho decorre da releitura feita em Galí (2011) sobre a estrutura do mercado de trabalho proposta em Erceg et al. (2000).

Para a economia brasileira, a estrutura proposta por GSW foi aplicada por Santos (2012). Dentre os achados deste estudo pioneiro, o autor identifica que a presença da série de desemprego (comparado a um modelo do tipo GSW em que não utiliza a taxa de desemprego no processo de estimação) sugere uma elevação da eficácia da política monetária (materializada em menor volatilidade do PIB). Seus resultados também indicam que a taxa de desemprego tende a se elevar, de início, ao sinal de inovações positivas de produtividade, que está alinhado com resultados obtidos, por exemplo, Galí (1999), que analisa a economia norte-americana.

Adicionalmente, Santos (2012) chama a atenção para um resultado de especial interesse para o desenho da política monetária ótima: o fato de a relevância de choques ineficientes (de markup) ser reduzida de forma significativa. Por meio da decomposição da variância, os resultados sugerem que a taxa de desemprego contém informações que elevam a importância relativa de choques de preferência, mitigando a responsabilidade que choques de markup salarial costumam apresentar nas flutuações das principais séries macroeconômicas no Brasil.

3.3 Modelo

Nesta seção, apresentamos o modelo que será utilizado ao longo deste capítulo. O modelo tem como base a estrutura de GSW. Dada sua natureza novo keynesiana, o modelo conta com rigidezes nominais, como indexação e reajustes *à la* Calvo sobre salários e preços. Além disso, outras características normalmente presentes na estrutura dos modelos DSGE, como custos de ajustamento que as famílias enfrentam para investir e *habit persistence*, também estão presentes. A economia está dividida entre firmas produtoras de bens intermediários, responsáveis pela dinâmica dos preços, e de firmas produtoras bens finais. A novidade reside no tratamento do mercado de trabalho, onde a abordagem desenvolvida por Erceg et al. (2000) é estendida de forma a contemplar a existência de trabalhadores involuntariamente desempregados.

3.3.1 Consumidor

Para a introdução de desemprego em nossa análise, alteramos a estrutura da família representativa, cujos integrantes deixam de ser representados pela tradicional reta contínua no intervalo $[0,1]$. Neste capítulo, assumimos que a família representativa, representada por um quadrado unitário, é composta por um contínuo de integrantes indexados pelo par ordenado $(i, j) \in [0,1] \times [0,1]$. A primeira dimensão, indexada por $i \in [0,1]$, representa o tipo de trabalho no qual um determinado integrante é especializado. Por sua vez, a segunda dimensão, indexada por $j \in [0,1]$, determina sua “desutilidade” em trabalhar. A utilidade de um determinado indivíduo (i, j) no instante t é descrita da seguinte forma:

$$U(C_{ij,t} - \varrho \bar{C}_{t-1}) - 1_{ij,t} \chi_t \Theta_t j^\varphi$$

A utilidade instantânea do consumo $C_{ij,t}$ segue uma função logarítmica, na qual o bem-estar de cada indivíduo é afetado pelo consumo agregado passado $\bar{C}_{t-1}$, ponderado pelo parâmetro ϱ (*habit persistence*). Essa hipótese, já consagrada na NSN, permite a suavização da resposta do consumo diante de, por exemplo, um choque exógeno de política monetária. Para evitar questões distributivas, admitimos, tal como Merz (1995), que os membros de cada família compartilhem os riscos, implicando a simetria do consumo da família, ou seja, $C_{ij,t} = C_t$ para todos $(i, j) \in [0,1] \times [0,1]$ e t . A perda de utilidade que cada indivíduo enfrenta ao trabalhar (ou, analogamente, ao consumir menos lazer) depende (i) do parâmetro $\varphi > 0$, que governa a

desutilidade do trabalho (elasticidade do tipo Frisch); (ii) do parâmetro Θ_t , um mecanismo endógeno de mudança de preferência que tenta captar efeitos renda de curto prazo, assim como descrito por GSW⁵⁰; e (iii) da condição do indivíduo no mercado de trabalho (empregado ou desempregado), captada pelo indicador $1_{ij,t}$ (assumindo valor de 0 ou 1). A variável Θ_t é definida da seguinte maneira:

$$\Theta_t = \frac{Z_t}{C_{ij,t} - \varrho \bar{C}_{t-1}}$$

onde Z_t , interpretado como uma tendência suavizada do consumo agregado, evolui da seguinte forma:

$$Z_t = Z_{t-1}^{1-\nu} (C_{ij,t} - \varrho \bar{C}_{t-1})^\nu$$

em que $\nu \in [0,1]$ é o parâmetro que determina a importância do efeito renda de curto prazo; ou seja, Θ_t permite que haja efeito renda afetando a desutilidade do indivíduo. Em períodos de expansão econômica, por exemplo, elevações do consumo agregado acima de sua tendência Z_t reduzem Θ_t .

O problema da família

O bem-estar recursivo da família representativa, portanto, pode ser descrito da seguinte maneira:

$$V_t = \max \left\{ U(C_{ij,t} - \varrho \bar{C}_{t-1}) - \chi_t \Theta_t \int_0^1 \int_0^{N_t} j^\varphi dj di + \beta E_t V_{t+1} \right\}$$

em que V_t representa sua utilidade em t , β é a taxa de desconto intertemporal e $N_t \in [0,1]$ indica a taxa de emprego entre os trabalhadores especializados no tipo de trabalho i .

⁵⁰ A motivação decorre do artigo de Jaimovich e Rebelo (2009), permitindo que a economia reaja com notícias relativas à produtividade futura. Esse efeito é captado por meio dos efeitos renda de curto prazo.

Agregando para os diferentes tipos de trabalho, o termo da desutilidade fica $\chi_t \Theta_t \int_0^1 \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} di$.

A restrição orçamentária da família é descrita abaixo:

$$C_{i,t} + I_{i,t} + a(\mu_{i,t})\bar{K}_{i,t-1} + b_t \frac{B_{i,t}}{P_t} \leq \frac{W_{i,t}}{P_t} N_{i,t} + \frac{R_t^k}{P_t} \mu_{i,t} \bar{K}_{i,t-1} + \frac{B_{i,t-1}}{P_t} + \frac{\Gamma_t}{P_t} + T_{i,t} \quad (3.1)$$

O dispêndio da família depende do quanto adquire de bens de consumo, dos gastos com investimento ($I_{i,t}$), do valor preço pago por ativos sem risco (b_t) e dos gastos com os ajustes do nível de utilização do capital ($a(\cdot)$). Sua renda resulta dos ganhos auferidos com o trabalho ($W_{i,t}$), com o aluguel dos serviços do capital (R_t^k), com o retorno obtido com ativos adquiridos anteriormente ($B_{i,t}$), com a participação no lucro das firmas (Γ_t) e com transferências feitas pelo governo ($T_{i,t}$). O estoque de capital é representado por $\bar{K}_{i,t}$; o nível de utilização do estoque de capital, por $\mu_{i,t}$; a quantidade de trabalho, por $N_{i,t}$; e o preço agregado da economia por P_t . O preço pago por um ativo, $b_t = (R_t \varepsilon_t^b)^{-1}$, depende dos juros nominais (R_t) e de um prêmio de risco (ε_t^b). A lei de movimento do estoque do capital tem seu comportamento descrito abaixo:

$$\bar{K}_{i,t} = (1 - \delta)\bar{K}_{i,t-1} + I_{i,t} \left[1 - S\left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}}\right) \right] \varepsilon_t^I \quad (3.2)$$

em que δ é a taxa de depreciação do capital, $S(\cdot)$ é uma função de custo de ajustamento – sendo $S(\gamma) = 0$, $S'(\gamma) = 0$ e $S''(\cdot) = \psi > 0$ – e ε_t^I é um choque de tecnologia-específica de investimento. O capital empregado pela firma, $K_{i,t}$, que difere do estoque $\bar{K}_{i,t}$, é o serviço alugado diretamente do consumidor. Dessa maneira, o serviço do capital disponível depende do estoque de capital do período anterior e da escolha do consumidor em utilizá-lo, ou seja:

$$K_{i,t} = \mu_{i,t} \bar{K}_{i,t-1} \quad (3.3)$$

Eulers – 1ª etapa

As equações de Euler, da família representativa descrevem o comportamento decisório da sequência de bens de consumo que se deseja adquirir, de ativos sem risco ($B_{i,t}$), do quanto gastar com investimentos ($I_{i,t}$), do estoque de capital ($\bar{K}_{i,t}$), do nível de utilização do estoque

de capital ($\mu_{i,t}$) e do quanto de trabalho ofertar ($N_{i,t}$). A equação que delinea as decisões entre poupar e consumir⁵¹ segue abaixo (deixando de lado os subscritos i , pois tratamos as famílias como simétricas):

$$R_t^{-1} = \beta E_t \left[\left(\frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \varepsilon_t^b \right] \quad (3.4)$$

De acordo com a equação de Euler acima, o juro real depende da razão da utilidade marginal do consumo intertemporal multiplicado por um componente de prêmio de risco. Outra equação de interesse é o valor do capital instalado:

$$q_t = \beta E_t \left(\frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \right) \left[q_{t+1}(1 - \delta) + \left(\frac{R_{t+1}^k}{P_{t+1}} \mu_{t+1} - a(\mu_{t+1}) \right) \right] \quad (3.5)$$

O valor do capital instalado, também conhecido como Q de Tobin, depende da expectativa que se tem sobre valor, líquido da depreciação, do capital amanhã, somado ao retorno líquido do aluguel dos serviços do capital. Já a decisão sobre o nível ótimo de utilização do estoque de capital, equação abaixo, depende do aluguel recebido e do custo marginal do nível de utilização:

$$\frac{R_t^k}{P_t} = a_{\mu,t} \quad (3.6)$$

O comportamento do investimento, por sua vez, depende da dinâmica do valor do estoque de capital:

$$1 = q_t F_{1,t} + \beta E_t \left[\left(\frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \right) q_{t+1} F_{2,t+1} \right] \quad (3.7)$$

em que:

$$F_{1,t} = \varepsilon_t^I \left(\left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] - S_{1,t}(\cdot) \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right)$$

$$F_{2,t+1} = \varepsilon_{t+1}^I S_{2,t+1}(\cdot) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2$$

⁵¹ As derivações estão no Apêndice 4.

Os termos $F_{1,t}$ e $F_{2,t+1}$ descrevem o custo de ajustamento que o consumidor tem com o nível de investimentos decididos. Outra equação importante é a utilidade marginal que o consumo apresenta. Como a função da utilidade relativa ao consumo é um log, ela pode ser definida da seguinte forma:

$$U_{C,t} = (C_t - \varrho \bar{C}_{t-1})^{-1} \quad (3.8)$$

Tal descrição se justifica, pois o consumo passado é tratado como dado, ou seja, as decisões afetam somente o consumo presente, apesar de o consumo passado também o influenciar. Por fim, a equação de Euler que define a oferta de trabalho é obtida a partir da ponderação do salário real com a desutilidade que o trabalho apresenta:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{\chi_t \Theta_t N_t^\varphi}{U_{C,t}} = \chi_t Z_t N_t^\varphi \quad (3.9)$$

Definição do salário

A definição dos salários nominais ocorre da mesma maneira feita por Erceg et al. (2000). Numa primeira etapa, os trabalhadores, que detêm tipos de trabalho distintos, vendem suas horas ($N_{i,t}$) a uma firma intermediária que as agrega (N_t) e revende para as firmas intermediárias. O problema é resumido da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \min_{(N_{i,t})} & \int_0^1 W_{i,t} N_{i,t} di \\ \text{s. a.: } & N_t = \left[\int_0^1 N_{i,t}^{\frac{\varepsilon_{w,t}-1}{\varepsilon_{w,t}}} di \right]^{\frac{\varepsilon_{w,t}}{\varepsilon_{w,t}-1}} \end{aligned}$$

sendo que $\varepsilon_{w,t}$, responsável pela elasticidade de substituição entre os diferentes tipos de trabalho agregados pelo agregador do tipo Dixit-Stiglitz, governa os choques de markup salariais. A solução da minimização de custos resulta na demanda pelo trabalho de um determinado tipo⁵²:

⁵² Para detalhes da derivação, ver Apêndice 4.

$$N_{i,t}^d = \left(\frac{W_{i,t}}{W_t} \right)^{-\varepsilon_{w,t}} N_t \quad (3.10)$$

Numa segunda etapa os trabalhadores definem os salários nominais com o objetivo de maximizar o valor presente dos fluxos de salários reais líquidos da desutilidade do trabalho. Levando em consideração a demanda existente pelo seu trabalho, (3.10), a segunda etapa que enfrentam é resumida abaixo:

$$\max_{(W_{i,t})} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s U_{C,t+s} \left\{ \frac{W_{i,t+s}}{P_{t+s}} N_{i,t+s} - \frac{v(N_{i,t+s})}{U_{C,t+s}} \right\}$$

em que $v(N_{i,t}) = \chi_t \Theta_t \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$. Nesse contexto, os trabalhadores enfrentam rigidez *à la* Calvo, em que somente uma parcela $(1 - \lambda_w)$ dos salários é reajustada em cada período. De acordo com a lei dos grandes números, λ_w passa a ser uma medida de rigidez nominal dos salários. Assim, aqueles que conseguem reajustar o salário nominal hoje, $\tilde{W}_t$, maximizam seu bem-estar, resultando na seguinte condição de primeira ordem:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s U_{C,t+s} N_{i,t+s} (\varepsilon_{w,t+s} - 1) \times \left\{ \left(\frac{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w}}{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l}} \right) \frac{\gamma^{t+s} \tilde{W}_t}{P_t} - \mathcal{M}_{w,t+s}^n mrs_{t+s} \right\} = 0 \quad (3.11)$$

em que $\mathcal{M}_{w,t}^n = \left(\frac{\varepsilon_{w,t}}{\varepsilon_{w,t}-1} \right)$, $mrs_t = \frac{v_{N,t}(\cdot)}{u_{C,t+s}}$; ou seja, a escolha do salário nominal hoje leva em consideração uma ponderação dos ganhos médios relativos ao salário nominal descontados da desutilidade média. O primeiro depende do crescimento da inflação ponderado pelo grau de indexação (medido por ι_w), sendo π^* a taxa bruta da inflação do estado estacionário. Além disso, ambos os termos dependem do componente da elasticidade de substituição entre os tipos de trabalho.

Incluindo desemprego

A inclusão do desemprego se faz a partir da inclusão de uma nova condição a que o trabalhador obedece. Antes de se envolver em negociações salariais e decidir as remunerações que definirão suas horas de trabalho, existe uma decisão prévia com a qual o indivíduo define se ingressará ou não na força de trabalho. Em outras palavras, o trabalhador j , cuja especialização é do tipo i , usa o critério de bem-estar para delimitar se ingressa no mercado de trabalho.

$$\frac{W_{i,t}}{P_t} > \frac{\chi_t \Theta_t j_t^\varphi}{U_{c,t}}$$

Dessa forma, o indivíduo só se colocará à disposição para trabalhar caso seu salário real seja maior que ou igual à sua desutilidade de trabalho. Denominando, dessa maneira, o indivíduo marginal com o tipo de trabalho i como $L_{i,t}$ e substituindo $U_{c,t}$ na equação, definimos a última condição a seguir:

$$\frac{W_{i,t}}{P_t} = \chi_t Z_t L_t^\varphi \quad (3.12)$$

Usando log e integrando sobre o i , obtemos:

$$\widehat{W}_t - \widehat{P}_t = \widehat{\chi}_t + \widehat{Z}_t + \varphi \widehat{L}_t$$

Da mesma maneira, seguindo GSW, definimos a taxa de desemprego como a diferença entre os participantes do mercado e aqueles que estão empregados:

$$\widehat{u}_t = \widehat{L}_t - \widehat{N}_t \quad (3.13)$$

Dessa maneira, podemos reescrever o markup salarial, já log-linearizado, como uma função do desemprego. Somando e subtraindo o termo $\varphi \widehat{L}_t$, temos:

$$\begin{aligned} \widehat{\mathcal{M}}_{w,t} &= (\widehat{W}_t - \widehat{P}_t) - (\widehat{\chi}_t + \widehat{Z}_t + \varphi \widehat{N}_t) \\ &= (\widehat{W}_t - \widehat{P}_t) - (\widehat{\chi}_t + \widehat{Z}_t + \varphi \widehat{L}_t) + \varphi (\widehat{L}_t - \widehat{N}_t) \\ &= \varphi \widehat{u}_t \end{aligned}$$

3.3.2 Firms produtoras de bem final

A estrutura produtiva é dividida em dois níveis hierárquicos: a firma de bens finais e a de bens intermediários (ver mais à frente). A firma produtora de bens finais atua num mercado de competição perfeita e, portanto, toma seus preços como dados. Seus produtos, que são vendidos aos consumidores, são produzidos usando a produção da firma intermediária. Como a produção intermediária é diferenciada, a firma produtora final usa um agregador do tipo Dixit-Stiglitz para agrega a produção em um só produto. Como a firma de bens finais não toma decisões sobre preços, podemos reescrever seu problema como a uma minimização de custos:

$$\begin{aligned} \min_{(Y_{i,t})} \int_0^1 P_{i,t} Y_{i,t} di \\ \text{s. a.: } Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{\varepsilon_{p,t}-1}{\varepsilon_{p,t}}} di \right]^{\frac{\varepsilon_{p,t}}{\varepsilon_{p,t}-1}} \end{aligned}$$

em que $\varepsilon_{p,t}$, assim como no problema do consumidor, é um componente que governa a elasticidade de substituição entre os diferentes insumos de sua produção. A demanda pela produção da firma intermediária i que garante o menor custo segue abaixo:

$$Y_{i,t}^d = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon_{p,t}} Y_t \quad (3.14)$$

Do problema da firma de bens finais (assim como é possível obter do problema intratemporal do consumidor)⁵³, também extraímos o preço agregado:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon_{p,t}} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_{p,t}}} \quad (3.15)$$

3.3.3 Firms produtoras de bem intermediário

⁵³ Ver Apêndice 4 para as derivações da firma.

A firma intermediária atua num mercado de competição monopolística e, portanto, leva em consideração sua concorrência. Por conta disso, a dinâmica dos preços, da qual resulta a Curva de Phillips, resulta das suas escolhas. Sua produção é vendida para a firma de bens finais e seus insumos são adquiridos de mercados com competição perfeita. Dessa forma, a firma intermediária divide seu problema em duas etapas: primeiro minimiza seus custos e, em seguida, define os preços de forma a maximizar seu lucro. O problema de minimização de custos é descrito da seguinte forma:

Minimização de custos

$$CT_{i,t} = \min_{(K_{i,t}, N_{i,t})} \{W_t N_{i,t} + R_t^k K_{i,t}\}$$

$$s. a.: Y_{i,t} = \varepsilon_t^a K_{i,t}^\alpha [\gamma^t N_{i,t}]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi$$

em que Φ é um custo fixo, γ é o fator de crescimento relativo ao trabalho (*labor-augmenting*) que define a taxa de crescimento da economia, ε_t^a é a produtividade total dos fatores, α é a parcela da renda do capital e $K_{i,t}$ é a quantidade de serviço de capital utilizado. Das condições de primeira ordem obtemos a relação de demanda relativa dos insumos:

$$\frac{K_{i,t}}{N_{i,t}} = \frac{W_t}{R_t^k} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \quad (3.16)$$

Após algumas substituições envolvendo a função produção e a equação (3.16), conseguimos escrever o custo total usando as demandas ótimas dos insumos e, assim, o custo marginal nominal é expresso da seguinte maneira:

$$MC_{i,t} = \frac{\partial CT_{min}}{\partial Y_{i,t}} = \left(\frac{1}{\varepsilon_t^a \gamma^{t(1-\alpha)}} \right) \left[(W_t)^{(1-\alpha)} (R_t^k)^\alpha \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{(1-\alpha)} \right] \quad (3.17)$$

Precificação

Dada a estrutura de mercado em que a firma intermediária está inserida, para maximizar seu lucro ela deve escolher o preço de seu produto. No entanto, assim como o problema do trabalhador, parte das firmas, λ_p , não consegue reajustar seus preços hoje. Dessa forma, seu problema é descrito abaixo:

$$\Gamma_t^l = \max_{(P_{i,t})} \left\{ E_t \sum_{s=0}^{\infty} \lambda_p^s Q_{t+s,t} [P_{i,t+s} Y_{i,t+s} - MC_{i,t+s} Y_{i,t+s} - MC_{i,t+s} \gamma^{t+s} \Phi] \right\}$$

$$s.a.: Y_{i,t}^d = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon_{p,t}} Y_t$$

em que $Q_{t+s,t} = \beta E_t \left[\left(\frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right]$ é a taxa de desconto estocástica nominal das firmas. A condição de primeira ordem da firma intermediária é a seguinte:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \left(\frac{U_{C,t+s}}{U_{C,t}} \right) Y_{i,t+s} (\varepsilon_{p,t+s} - 1) \times \left\{ \left(\frac{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w}}{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l}} \right) P_t^* - \mathcal{M}_{p,t+s}^n mc_{t+s} \right\} = 0 \quad (3.18)$$

em que $P_t^* = \frac{\bar{P}_t}{P_t}$, $\mathcal{M}_{p,t}^n = \left(\frac{\varepsilon_{p,t}}{\varepsilon_{p,t}-1} \right)$ e $mc_t = \frac{MC_t}{P_t}$.

3.3.4 Fechando o modelo

Política Monetária

A autoridade monetária, caracterizada por uma regra de Taylor, ajusta seu instrumento reagindo aos desvios de um componente inercial dos juros, da inflação, do produto e dos desvios da variação do hiato do produto.

$$\frac{R_t}{R^*} = \left(\frac{R_{t-1}}{R^*} \right)^{\phi_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi^*} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\phi_Y} \right]^{1-\phi_R} \left(\frac{Y_t/Y_t^*}{Y_{t-1}/Y_{t-1}^*} \right)^{\phi_{\Delta Y}} \varepsilon_t^R \quad (3.19)$$

A importância que a autoridade monetária dá ao componente inercial é representada por ϕ_R . A elasticidade dos juros com relação à inflação, ao hiato do produto e à variação do hiato são, respectivamente, ϕ_π , ϕ_Y e $\phi_{\Delta Y}$. Por sua vez, R^* e π^* representam seus respectivos estados

estacionários e, por fim, Y_t^* representa o produto potencial (definido como o produto vigente sob preços e salários flexíveis). O choque de política monetária segue como ε_t^R .

Política Fiscal

A política fiscal segue um orçamento equilibrado, de tal forma que as despesas do governo (pagamento de dívidas, transferências líquidas do tipo *lump-sum* e consumo do governo) são financiadas através da rolagem da dívida (captação):

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} + G_t + T_t \leq b_t \frac{B_t}{P_t} \quad (3.20)$$

de tal forma que o consumo do governo, $G_t = g_t(\gamma^t y)$, seja descrito por um processo exógeno (g_t , como proporção do PIB).

Equilíbrio

Família

A agregação da restrição das famílias elimina as dívidas da restrição agregada.

$$C_t + I_t + a(\mu_t)\bar{K}_{t-1} = \frac{W_t}{P_t}N_t + \frac{R_t^k}{P_t}\mu_t\bar{K}_{t-1} + \frac{\Gamma_t}{P_t} + T_t$$

Gastos do governo

Admitindo que o governo apresenta um orçamento equilibrado, temos que:

$$G_t = -T_t$$

Restrição da economia

Após agregar as restrições das famílias, das firmas e do governo, substituindo o lucro agregado das firmas na restrição da família, obtemos a demanda agregada da economia:

$$Y_t^d = C_t + I_t + a(\mu_t)\bar{K}_{t-1} + g_t Y \quad (3.21)$$

Agregando a oferta agregada, temos que:

$$Y_t^s = \varepsilon_t^a K_t^\alpha [\gamma^t N_t]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi \quad (3.22)$$

e que:

$$Y_t = \int_0^1 \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon_{p,t}} di Y_t$$

Em equilíbrio, a oferta iguala a demanda: $Y_t^s = Y_t^d$.

Choques

Os choques são processos exógenos com componentes de erro caracterizados por distribuições Normais, independente e identicamente distribuídas, com média zero e variância constante (ruído branco).

Produtividade

O choque tecnológico-neutro é descrito por um AR(1) com persistência definida por ρ^a :

$$\widehat{\varepsilon}_t^a = \rho^a \widehat{\varepsilon}_{t-1}^a + \eta_t^a \quad (3.23)$$

Oferta de trabalho

O processo decorrente da oferta de trabalho segue um AR(1) com persistência ρ^x :

$$\widehat{\chi}_t = \rho^x \widehat{\chi}_{t-1} + \eta_t^x \quad (3.24)$$

Prêmio de risco

O prêmio de risco é descrito por um processo AR(1) e tem persistência ρ^b :

$$\widehat{\varepsilon}_t^b = \rho^b \widehat{\varepsilon}_{t-1}^b + \eta_t^b \quad (3.25)$$

Tecnologia-específica de investimento

O choque tecnológico-específico de investimento segue um AR(1) com persistência ρ^I :

$$\widehat{\varepsilon}_t^I = \rho^I \widehat{\varepsilon}_{t-1}^I + \eta_t^I \quad (3.26)$$

Markup salarial

O markup salarial é definido por um processo ARMA(1,1) com persistências ρ^w e ϕ^w :

$$\widehat{\varepsilon}_{w,t} = \rho^w \widehat{\varepsilon}_{w,t-1} + \eta_t^w - \phi^w \eta_{t-1}^w \quad (3.27)$$

A inclusão do termo MA é destinada a capturar a flutuação de alta frequência da inflação.

Markup de preços

Da mesma forma, o markup de preços segue um processo ARMA(1,1) com persistências ρ^p e ϕ^p :

$$\widehat{\varepsilon}_{p,t} = \rho^p \widehat{\varepsilon}_{p,t-1} + \eta_t^p - \phi^p \eta_{t-1}^p \quad (3.28)$$

Política monetária

O choque monetário é representado por um processo AR(1) com persistência ρ^R :

$$\widehat{\varepsilon}_t^R = \rho^R \widehat{\varepsilon}_{t-1}^R + \eta_t^R \quad (3.29)$$

Política fiscal

O processo exógeno do gasto do governo segue um AR(1) com persistência ρ^g e depende tanto do seu erro como do erro do choque de produtividade.

$$\widehat{\varepsilon}_t^g = \rho^g \widehat{\varepsilon}_{t-1}^g + \eta_t^g + \rho^{ag} \eta_t^a \quad (3.30)$$

Como a economia é fechada, os choques de produtividade são incluídos de forma a captar o efeito que elevações na produtividade têm sobre as exportações líquidas, contempladas como parte dos gastos do governo.

3.4 Metodologia

Macroeconomistas frequentemente trabalham com modelos de séries de tempo multivariadas, tais como, por exemplo, vetores autorregressivos (VAR's). Esses modelos contêm um grande número de parâmetros e, portanto, é natural esperar que o desempenho dos mesmos seja prejudicado pela existência de problemas de sobreidentificação. Além disso, as bases de dados macroeconômicas, tipicamente disponíveis nas periodicidades mensal/trimestral/anual, são, geralmente, caracterizadas por amostras de tamanhos apenas modestos.

Seja para previsão ou estimação, entende-se que o uso de restrições é benéfico, na medida em que reduz problemas de sobreparametrização. Dessa maneira, o uso de métodos bayesianos se torna um candidato natural, visto que as *priors* são uma forma lógica e consistente de introduzir restrições. Aliado a isso, o advento da revolução computacional tornou possível a inferência de modelos bayesianos mais complexos a partir de mecanismos de simulação. Não é estranho, portanto, que métodos bayesianos tenham se tornado tão populares após meados da década de 1990.

3.4.1 Abordagem econométrica

Consideremos um modelo autorregressivo de ordem k representado como no seguinte formato:

$$Y = X' \beta + \xi, \quad \xi \sim N(0, \sigma^2 I_T)$$

em que Y e ξ sejam vetores $T \times 1$ e X seja uma matriz $T \times k$, tal que $X' = [X_1 X_2 \cdots X_{k-1} X_k]$, com posto k . A econometria clássica trata os parâmetros $\theta = [\beta, \sigma^2]$ como constantes desconhecidas. Os estimadores são variáveis aleatórias que dependem, em última instância, da representatividade da amostra do estimador obtido. Visto que, usualmente, só há disponível uma amostra, é interessante que o estimador tenha o valor correto. Além disso, o estimador depende do tamanho da amostra em questão, a qual, quando pequena, pode acarretar maior incerteza (problema de consistência).

Já a análise bayesiana trata os parâmetros θ como variáveis aleatórias descritas a partir de distribuições de probabilidades. Essas distribuições, usadas para inferir o nível de conhecimento dos parâmetros em questão, são conhecidas como distribuições *a priori*. Elas permitem que a estimação dos parâmetros leve em consideração as crenças do econometrista, além da informação obtida junto aos dados. Sejam A e B dois eventos definidos em um espaço de probabilidade; usando a fórmula de Bayes, podemos escrever a probabilidade condicional de A dado B da seguinte forma:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$$

Note-se que $P(s), s \in \{A, B\}$ representa o peso dado à crença s , e não a quão verdadeira ela é, como seria interpretado pelas vias tradicionais. Dessa maneira, a função densidade de probabilidade $p(\theta)$ descreve as diferentes crenças para os possíveis valores dos parâmetros e o Teorema de Bayes indica como a crença inicial é alterada após a realização de um evento:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)}$$

em que $p(y|\theta)$ representa a função verossimilhança, $p(y)$ é a distribuição marginal dos dados, $p(\theta)$ é a distribuição *a priori* e $p(\theta|y)$ é a distribuição *a posteriori*. Como a distribuição marginal dos dados independe dos parâmetros, a distribuição *a posteriori* pode ser expressa a partir da combinação entre a distribuição *a priori* e a função verossimilhança, também representada por $L(\theta|y)$, tratando-se a distribuição marginal dos dados como um fator de proporcionalidade:

$$p(\theta|y) \propto L(\theta|y)p(\theta)$$

Como já mencionado antes, essa abordagem permite que o econometrista, diferentemente da abordagem clássica, use a informação disponível na amostra, bem como condicione o resultado às crenças que possua acerca dos parâmetros. Assim, se ele crê que um determinado parâmetro tem seu valores restritos ao domínio $\theta_1 \in (a, b]$, tal informação irá afetar a distribuição *a posteriori*. Caso ele não saiba/possua informações que lhe permitam atribuir um grau de subjetividade sobre o parâmetro, o econometrista se utiliza de *priors* difusas (ou não informativas), garantindo que suas estimações sejam equivalentes às dos métodos clássicos, obtidas por meio da maximização da verossimilhança.

Comparação de modelos

A abordagem bayesiana permite que modelos distintos (não aninhados) sejam comparados. Considerando a amostra disponível e dois modelos distintos, M_1 e M_2 , podemos caracterizar a probabilidade de cada um dos modelos por meio do Teorema de Bayes:

$$P(M_o|y) = \frac{P(y|M_o)P(M_o)}{P(y|M_1)P(M_1) + P(y|M_2)P(M_2)}, \quad o \in \{1,2\}$$

A comparação dos modelos resulta da razão das distribuições *a posteriori* (ou *posterior odds ratio*):

$$K_{1,2} = \frac{P(M_1|y)}{P(M_2|y)} = \underbrace{\frac{P(y|M_1)}{P(y|M_2)}}_{\text{Fator de Bayes}} \frac{P(M_1)}{P(M_2)}$$

Cada elemento do fator de Bayes é obtido integrando-se a distribuição *a posteriori* de cada modelo sobre o conjunto de valores dos parâmetros, de tal modo que, $\int_{\theta \in \Theta} p(\theta|y)d\theta = 1$, em que Θ é o conjunto paramétrico, ou seja, podemos reescrever o fator de Bayes da seguinte maneira:

$$B_{1,2} = \frac{\int p(y|\theta_1, M_1)p(\theta_1|M_1)d\theta_1}{\int p(y|\theta_2, M_2)p(\theta_2|M_2)d\theta_2}$$

Dessa maneira, o modelo 1 é favorecido quando $K_{1,2} > 1$ e o modelo 2, no caso contrário.

Análise da taxa de desemprego

Visando analisar formalmente a relevância das diferentes formas de rigidez contempladas para explicar o comportamento da taxa de desemprego, utilizamos a metodologia proposta em Del Negro e Eusepi (2011). Dividindo-se a base de dados em duas partes, $y = [y_1, y_2]$ e que $y_1 \cap y_2 = \emptyset$, a log verossimilhança, para um dado modelo (M), com o uso de toda informação disponível é descrita abaixo:

$$p(y_1, y_2 | M) = \int p(y_1, y_2 | \theta, M) p(\theta | M) d\theta$$

Como dissemos acima, um dos nossos interesses neste capítulo reside em comparar a capacidade de especificações alternativas do modelo (variando de acordo com as rigidezes utilizadas) reproduzirem a série de desemprego. Definindo o conjunto y_2 como aquele formado apenas pela série de desemprego, nosso interesse reside na estimação de $p(y_2 | y_1, M)$. Esta log verossimilhança marginal é descrita da seguinte maneira:

$$p(y_2 | y_1, M) = \int p(y_2 | y_1, \theta, M) p(\theta | y_1, M) d\theta$$

também podendo ser descrita pela razão abaixo:

$$p(y_2 | y_1, M) = \frac{p(y_1, y_2 | M)}{p(y_1 | M)}$$

Enquanto o numerador contém informações sobre todas as séries disponíveis, o denominador consiste na log verossimilhança gerada pelo modelo quando a taxa de desemprego não está incluída na estimação. Dessa maneira, a razão acima pode ser interpretada como o acréscimo de informação que a série da taxa de desemprego traz ao modelo. Santos (2012) aplica essa metodologia para analisar os ganhos obtidos ao utilizar-se séries de expectativa de inflação na estimação de modelos DSGE para a economia brasileira.

Para analisar a importância relativa de cada rigidez no ajustamento do modelo GSW à série de desemprego, realizamos um procedimento em três etapas. Inicialmente, estimamos o modelo com todas as rigidezes (*benchmark*), primeiramente com todo o conjunto de informação $y = [y_1, y_2]$ e, posteriormente, excluindo a série de desemprego do processo de estimação $y = [y_1]$. As log verossimilhanças marginais resultantes da estimação são utilizadas para o cálculo de $p(y_2|y_1, M_{benchmark})$.

Posteriormente, repetimos a análise acima, só que retirando as rigidezes nominais e reais uma a uma. Por exemplo, consideramos uma versão restrita do modelo *benchmark*, em que não existe rigidez de preços. Sendo assim, estimamos esta versão restrita do modelo com $y = [y_1, y_2]$ e sem $y = [y_1]$ a série de desemprego, obtendo a log verossimilhança marginal da taxa de desemprego para o modelo com preços flexíveis, $p(y_2|y_1, M_{preços\ flexíveis})$.

Por fim, os “ganhos” trazidos pela rigidez de preços para o melhor ajustamento do modelo à série de desemprego podem ser analisados por meio da comparação entre $p(y_2|y_1, M_{benchmark})$ e $p(y_2|y_1, M_{preços\ flexíveis})$. Repetimos esta análise para todas as rigidezes reais e nominais do modelo GSW.

Representação em espaço de estado e o filtro de Kalman

O sistema de equações que descreve o modelo, $E_t\{f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, \xi_t)\} = 0$, pode ser apresentado na forma de espaço de estado:

$$\begin{aligned} y_t &= H_t'(\theta)z_t + v_t, & v_t &\sim N(0, V_t(\theta)) \\ z_t &= F_t(\theta)z_{t-1} + G_t(\theta)\eta_t, & \eta_t &\sim N(0, Q_t(\theta)) \end{aligned}$$

A primeira equação, conhecida como equação de medida (ou observação), relaciona as variáveis observadas y_t às variáveis de estado z_t (latentes) e a segunda equação, chamada de equação de transição, estabelece o comportamento das variáveis de estado. Os erros de ambas as equações seguem distribuições normais com médias zero e possuem matrizes de variância-covariância representadas por V_t e Q_t para a equação de medida e de transição, respectivamente. Além disso, os erros são não correlacionados entre si.

Uma vez estabelecida a representação de espaço estado, o filtro de Kalman é utilizado para estimar o vetor de variáveis latentes, supondo-se que F_t , G_t , V_t e Q_t são conhecidas. Sua implementação ocorre por meio de um procedimento recursivo que se resume a partir de duas etapas:

(1) cálculo das estimativas de z_t , Q_t , y_t e V_t ($\bar{z}_t$, $\bar{Q}_t$, $\bar{y}_t$ e $\bar{V}_t$ respectivamente):

$$\begin{aligned}\bar{z}_{t+1|t} &= F_t \bar{z}_{t|t} \\ \bar{Q}_{t+1|t} &= F_t \bar{Q}_{t|t} F_t' + G_t Q_t G_t' \\ \bar{y}_{t+1|t} &= H_t' \bar{z}_{t|t} \\ \bar{V}_{t+1|t} &= H_t' \bar{V}_{t|t} H_t + V_t\end{aligned}$$

(2) cálculo de atualização de $\bar{z}_t$ e $\bar{Q}_t$:

$$\begin{aligned}\bar{z}_{t|t} &= \bar{z}_{t|t-1} + \bar{Q}_{t|t-1} (H_t' \bar{Q}_{t|t-1} H_t + V_t)^{-1} (\bar{y}_t - H_t' \bar{z}_{t|t-1}) \\ \bar{Q}_{t|t} &= \bar{Q}_{t|t-1} - \bar{Q}_{t|t-1} H_t' (H_t' \bar{Q}_{t|t-1} H_t + V_t)^{-1} H_t \bar{Q}_{t|t-1}\end{aligned}$$

Dessa forma, usando a função log na fórmula de Bayes, a função log verossimilhança ($l(\cdot) = \ln[L(\cdot)]$) pode ser reescrita a partir da estrutura de espaço estado:

$$l(\theta, y) = -\frac{1}{2} \left\{ T \ln(2\pi) + \sum_{t=1}^T \ln(\bar{V}_{t|t-1}) + \sum_{t=1}^T \ln \left([y_t - H_t' \bar{z}_{t|t-1}]' \bar{V}_{t|t-1} [y_t - H_t' \bar{z}_{t|t-1}] \right) \right\}$$

Uma vez tendo reescrito a fórmula de Bayes em log, cada simulação realiza a escolha dos parâmetros maximizando a log verossimilhança. O procedimento do filtro de Kalman pode ser resumido da seguinte maneira:

1. Assumem-se valores iniciais de $\bar{z}_0$, Q_0 e dos parâmetros $\theta^{(0)}$;
2. Para cada $t = 1, \dots, T$ o filtro de Kalman gera os valores previstos;
3. A maximização da verossimilhança gera estimadores de $\theta^{(1)}$;
4. O processo retorna à etapa 1, no entanto, usando θ^1 como valor inicial de θ ;
5. Essa iteração ocorre até que $\Delta\theta^s \approx 0$, tal que $0 \leq s < \infty$.

O Dynare, *software* usado no presente trabalho, faz uso da estimativa das modas e da matriz de variância-covariância dos parâmetros como ponto inicial para que as simulações contemplem o entorno da distribuição *a posteriori*.

3.4.2 Algoritmo de simulação: Metropolis-Hastings

Uma vez obtida a densidade conjunta $p(\theta|y)$, em que $\theta = [\theta_1, \theta_2 \dots, \theta_k]$, a densidade de cada parâmetro resulta da integração sobre os outros parâmetros, $p(\theta_i|y) = \int p(\theta_{-i}|y) d\theta_{-i}$. Obter analiticamente (ou, até mesmo por aproximação numérica) as *posteriors*, no entanto, não é tarefa fácil, visto que o cálculo normalmente envolve integrais múltiplas. Consequentemente, métodos computacionais de simulação são utilizados para obter-se a distribuição *a posteriori* de cada parâmetro. As simulações consistem em amostrar cadeias de Markov, também conhecidas por métodos de *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC), e são comumente realizadas por amostragens indiretas, visto que é difícil realizar o processo de amostragem das distribuições de interesse (ou *target distributions*). Entre os algoritmos de simulação mais conhecidos, estão o amostrador de Gibbs, o amostrador por Importância (ou *Importance sampling*) e o Metropolis-Hastings (MH), sendo o primeiro um caso especial do MH⁵⁴. O *software* utilizado faz uso do MH com cadeias de Markov do tipo *random-walk*. O método MH foi desenvolvido por Metropolis (1953) e, mais tarde, generalizado por Hastings (1970).

Para obter a distribuição *a posteriori*, ou distribuição *target* $T(\theta)$, partimos de uma distribuição candidata $C(\theta)$, tal que $T(\theta) \leq cC(\theta), \forall \theta$, ou seja, queremos que o gráfico da distribuição candidata contemple todo o gráfico da distribuição *target*, em que c é uma constante de ajuste⁵⁵.

O algoritmo de MH realiza sua amostragem a partir de uma cadeia de Markov reversível no tempo. Vale lembrar que uma cadeia de Markov, $P(\theta, \tilde{\theta}) = Pr(\theta_{t+1} = \tilde{\theta} | \theta_t = \theta)$ (em que o próximo estado depende só do estado corrente e não de sua trajetória), é dita irreduzível (em que todos os possíveis estados são acessíveis de qualquer estado) e aperiódica (quando o número de transições necessárias para um determinado estado retornar ao seu estado inicial

⁵⁴ Um ótima revisão dos métodos de simulação aplicados à inferência bayesiana é feita por Hoogerheide et al. (2009).

⁵⁵ O Gráfico 9 de Hoogerheide et al. (2009) ilustra bem essa ideia.

não precisa ser um múltiplo maior ou igual a 2). A condição de reversibilidade no tempo é representada da seguinte maneira:

$$R(\theta, \tilde{\theta}) = Pr(\theta_t = \tilde{\theta} | \theta_{t+1} = \theta) = \frac{Pr(\theta_t = \tilde{\theta})Pr(\theta_{t+1} = \theta | \theta_t = \tilde{\theta})}{Pr(\theta_{t+1} = \theta)} = \frac{P(\tilde{\theta})P(\tilde{\theta}, \theta)}{P(\theta)}$$

e implica a igualdade $R(\theta, \tilde{\theta}) = P(\theta, \tilde{\theta}), \forall \theta$. Isso significa $P(\theta)P(\theta, \tilde{\theta}) = P(\tilde{\theta})P(\tilde{\theta}, \theta)$. Podemos reescrever isso da seguinte maneira:

$$P(\theta)P_{MH}(\theta, \tilde{\theta}) = P(\tilde{\theta})P_{MH}(\tilde{\theta}, \theta)$$

ou seja, P é a distribuição *target*, P_{MH} é uma distribuição de transição desconhecida, mas apropriada. O processo é o inverso ao que se costuma verificar, em que se tem o processo de transição e se almeja a distribuição invariante. Supomos que P_{MH} seja substituída por uma distribuição Q conhecida (e que satisfaça as condições de irreducibilidade e aperiocidade), mas inapropriada, de tal forma que $P(\theta)Q(\theta, \tilde{\theta}) > P(\tilde{\theta})Q(\tilde{\theta}, \theta)$. Para transformar a inequação em uma equação e, assim, lidar com essa violação da reversibilidade temporal, uma função de probabilidade de aceitação da transição α , que projeta todas as combinações possíveis das escolhas de θ em um espaço unitário $[0,1]$, é introduzida:

$$P(\theta)Q(\theta, \tilde{\theta})\alpha(\theta, \tilde{\theta}) = P(\tilde{\theta})Q(\tilde{\theta}, \theta)\alpha(\tilde{\theta}, \theta)$$

Para equilibrar a inequação inicial, $\alpha(\tilde{\theta}, \theta)$ é fixado em seu valor máximo (=1) e $\alpha(\theta, \tilde{\theta})$ é determinado de acordo com a seguinte expressão:

$$\alpha(\theta, \tilde{\theta}) = \frac{P(\tilde{\theta})Q(\tilde{\theta}, \theta)}{P(\theta)Q(\theta, \tilde{\theta})} < 1 \quad \rightarrow \quad \alpha(\theta, \tilde{\theta}) = \min \left\{ \frac{P(\tilde{\theta})Q(\tilde{\theta}, \theta)}{P(\theta)Q(\theta, \tilde{\theta})}, 1 \right\}$$

Isso nada mais é do que sortear valores de θ e computar a probabilidade de aceitação de acordo com a razão da distribuição *target* com a distribuição candidata, $T(\theta)/cC(\theta)$. Os passos do algoritmo MH são descritos a seguir:

1. Escolha de um conjunto inicial arbitrário de valores $\theta^{(0)} = (\theta_1^{(0)}, \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)})'$;

2. Sorteio de uma amostra aleatória, $\tilde{\theta}$ de densidade candidata geradora $Q(\tilde{\theta}, \theta^{(j-1)})$;
3. Cálculo da razão $\alpha(\tilde{\theta}, \theta^{(j-1)}) = \min \left\{ \frac{P(\tilde{\theta})Q(\tilde{\theta}, \theta)}{P(\theta)Q(\theta, \tilde{\theta})}, 1 \right\}$;
4. Cálculo de u de uma distribuição uniforme, $u \sim U(0,1)$;
5. $\theta^{(j)} = \begin{cases} \tilde{\theta}, & \text{se } u < \alpha(\tilde{\theta}, \theta^{(j-1)}) \\ \theta^{(j-1)}, & \text{se } u \geq \alpha(\tilde{\theta}, \theta^{(j-1)}) \end{cases}$;
6. Retorno ao passo 2 e repetição do processo até que haja convergência.

O processo se repete J vezes. Supondo que o processo atinja a convergência a partir da iteração M , descartamos as simulações anteriores e ficamos com $J-M$ simulações⁵⁶. O procedimento deixa claro a sequência da cadeia de Markov, pois cada iteração j depende só da iteração passada $j - 1$. Assim que as distribuições conjunta e marginal indicam convergência, as simulações $J-M$ são utilizadas para criar as distribuições marginais e os momentos amostrais de interesse.

O Dynare considera como distribuição de transição candidata da cadeia de Markov um *random-walk*. Dessa maneira, os sorteios ocorrem a partir do passo $(\tilde{\theta} - \theta^{(j-1)})$ e não do estado $\tilde{\theta}$. Dessa maneira, $Q(\theta, \tilde{\theta}) = Q(\theta - \tilde{\theta})$.

3.5 Resultados

Os dados têm periodicidade trimestral e cobrem o período de 1999:3 até 2011:4. As séries obtidas junto das Contas Nacionais – PIB, Consumo das Famílias e Investimento – se encontram em valores reais e dessazonalizados. O restante das séries que compõem nossa base de dados – Salário Nominal Médio, Taxa de Desemprego, População Ocupada (PO), Inflação e Selic –, originalmente na periodicidade mensal, foi deflacionado (caso do salário nominal) por meio do IPCA, trimestralizado por média simples (exceção à Selic que foi obtida na sua forma de juros compostos) e ajustado sazonalmente com a metodologia X-12 por meio do *software* Eviews. As séries tiveram suas tendências removidas e, posteriormente foram subtraídas suas respectivas médias. A remoção da tendência dos agregados nacionais, do salário real e da PO foi realizada pela primeira diferença do logaritmo neperiano; para a

⁵⁶ Esse processo é conhecido como *burn in*.

Taxa de Desemprego foi usada uma tendência linear; já a Selic e a Inflação foram tratadas como estacionárias.

As séries relativas ao mercado de trabalho foram obtidas da Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE). Apesar da mudança de metodologia da PME ocorrida em 2002, as séries foram construídas a partir da concatenação da série nova à antiga usando a variação desta última, estratégia similar à aplicada em Castro et al. (2011).

3.5.1 Estimação dos parâmetros

Escolha das *Priors*

As *priors* utilizadas seguem o mesmo padrão utilizado por SW e GSW. Consideramos que os desvios padrões das inovações seguem distribuição do tipo gama inversa com média 0.10 e com 2 graus de liberdade (Tabela 1). Os coeficientes autorregressivos e de média móvel dos choques são descritos a partir de distribuições do tipo beta com média 0.20 e desvio padrão 0.20 (à exceção do parâmetro de efeito cruzado dos choques de produtividade sobre os gastos do governo, cujo desvio padrão foi estipulado em 0.25, como em SW).

Da Curva de Phillips, admitimos que a probabilidade de reajuste dos preços e sua indexação seguem uma distribuição do tipo beta com média 0.5 e desvio padrão de 0.10 e 0.15, respectivamente. Além disso, admitimos que a elasticidade de substituição entre os diversos produtos, parâmetro que determina o markup de preços, segue uma normal com média 5 (o que implica markup igual a 1.25, valor usado nas referências citadas acima) e desvio padrão igual a 2.0.

A política monetária, aqui descrita por uma regra de Taylor, tem a persistência do juro nominal caracterizado por uma distribuição beta, com média 0.75 e desvio padrão 0.10; e as elasticidades da inflação, do hiato e da variação do hiato representadas por distribuições normais com médias de 1.50, 0.13 e 0.13, e desvio padrões de 0.25, 0.05 e 0.05, respectivamente.

Alguns dos parâmetros foram calibrados, sendo a depreciação do capital ($\delta = 0.025$), a fração do consumo do governo em relação ao PIB visto pela ótica da demanda (0.18) de acordo com sua média histórica e a persistência do choque de oferta de trabalho ($\rho^x = 0.999$, assim como feito por GSW). Além desses parâmetros, o markup salarial (como função de ε_w) do modelo que não utiliza a série de desemprego também foi calibrado a partir do valor da moda do modelo com a taxa de desemprego. Esse procedimento é necessário, visto que não conseguimos identificar seu valor de equilíbrio.

Assim como admitido na Curva de Phillips, as fricções nominais salariais (probabilidade de reajuste nominal e indexação) têm como *prior* uma distribuição beta com média 0.5 e desvio padrão 0.10 e 0.15, respectivamente. O parâmetro do markup salarial, assim como para preços, segue uma normal com média 5 e desvio padrão igual a 2.0. A elasticidade da oferta de trabalho, do tipo Frisch, segue uma distribuição normal com média igual a 2 e desvio padrão de 1.

Quanto aos demais parâmetros, a parcela da renda do capital foi estabelecida como uma normal com média 0.3 e desvio padrão 0.05; o custo de ajustamento do investimento também é descrito por uma normal, com média 4 e desvio padrão 1.5; os parâmetros de custo de utilização do capital, efeito riqueza e *habit persistence* seguem distribuições do tipo beta com médias 0.5, 0.5 e 0.7, e desvios padrão 0.15, 0.20 e 0.10, respectivamente.

Posteriors para a economia brasileira

Atentando às estimações das *posteriors* nos modelos com (CD) e sem (SD) a série de desemprego, expostas na Tabela 1, um resultado se destaca: todos os parâmetros estimados apresentam variância inferior àquela usada na *prior*. Isso significa que o conjunto de informação utilizado agrega informação à estimação dos parâmetros estruturais.

Parâmetros associados aos choques

De maneira geral, verificamos que a inclusão da série de desemprego no exercício de estimação não implica mudanças significativas entre as *posteriors* resultantes para os coeficientes AR's e MA's dos modelos. A exceção reside na persistência dos choques de prêmio de risco ρ^b , que se elevam de 0.44 (SD) para 0.65 (CD).

As estimativas de persistência dos choques de produtividade, gastos do governo, de markup de preços e de salários indicam que as *priors* subestimam seus reais efeitos, sugerindo que estes choques expliquem parcela das variâncias em prazos mais longos. Por outro lado, o efeito dos choques de produtividade sobre os gastos do governo não parece ser tão persistente como sugerido pela *prior* (ficando em torno de 0.20).

Com relação à magnitude dos choques, o uso da série de desemprego sugere uma mudança significativa no papel dos choques de oferta de trabalho, se elevando de 0.10 (SD) para 2.82 (CD). Os outros choques têm suas magnitudes próximas umas às outras, quando comparamos os modelos.

No mais, vale a pena destacar que alguns choques têm efeitos mais persistentes do que aqueles sugeridos pela média das *priors* (0.10), em especial, inovações advindas do prêmio de risco (com 1.72) e da produtividade específica de investimentos (com 2.43).

Mercado de trabalho

A média da *posterior* de ε_w estimada com base em todo o conjunto de informação (inclusive desemprego⁵⁷) implica um markup salarial de 1.38, um pouco acima da *prior*, 1.25⁵⁸. Ambas as médias das *posteriors* dos parâmetros de rigidez nominal – probabilidade de não reajuste de salários e indexação – são inferiores às médias das respectivas *priors*. Estes valores tendem a ser ainda menores no modelo estimado com desemprego (CD). Além disso, no modelo CD, a estimativa da média da *posterior* do parâmetro da elasticidade da oferta de trabalho é de 2.86, maior, portanto, do que a média da *posterior* deste parâmetro no modelo SD (2.73).

⁵⁷ Lembrando que, quando não incluímos a série de desemprego na estimação, o parâmetro ε_w não é identificado.

⁵⁸ O markup é dado pela expressão $\varepsilon_w/(\varepsilon_w - 1)$.

Tabela 14: Estimação dos parâmetros estruturais

		Priors		Posteriors				
		Distribuição	Média	Desvio-Padrão*	Sem desemprego		Com desemprego	
					Média	IC[5%-95%]	Média	IC[5%-95%]
Mercado de trabalho								
ε_w	Normal	5.00	2.00	—	—	3.65	[2.00 ; 5.17]	
λ^w	Beta	0.50	0.10	0.45	[0.34 ; 0.55]	0.37	[0.3 ; 0.44]	
ι^w	Beta	0.50	0.15	0.37	[0.15 ; 0.59]	0.33	[0.13 ; 0.52]	
φ	Normal	2.00	1.00	2.86	[1.62 ; 4.14]	2.73	[2.15 ; 3.26]	
Curva de Phillips								
ε_p	Normal	5.00	2.00	2.12	[2.00 ; 2.29]	2.32	[2.00 ; 2.72]	
λ^p	Beta	0.50	0.10	0.71	[0.63 ; 0.78]	0.72	[0.66 ; 0.79]	
ι^p	Beta	0.50	0.15	0.48	[0.28 ; 0.67]	0.48	[0.29 ; 0.68]	
Taylor								
ϕ^r	Beta	0.75	0.10	0.83	[0.78 ; 0.87]	0.85	[0.81 ; 0.89]	
ϕ^π	Normal	1.50	0.25	1.69	[1.36 ; 2.02]	1.77	[1.47 ; 2.07]	
ϕ^y	Normal	0.13	0.05	0.13	[0.05 ; 0.20]	0.10	[0.04 ; 0.15]	
$\phi^{\Delta y}$	Normal	0.13	0.05	0.07	[0.01 ; 0.12]	0.08	[0.04 ; 0.13]	
Outros								
α	Normal	0.30	0.05	0.18	[0.14 ; 0.22]	0.18	[0.13 ; 0.21]	
ψ	Normal	4.00	1.50	4.33	[2.58 ; 5.93]	5.29	[3.46 ; 7.11]	
Ω	Beta	0.50	0.15	0.50	[0.31 ; 0.71]	0.59	[0.41 ; 0.77]	
ν	Beta	0.50	0.20	0.55	[0.30 ; 0.78]	0.25	[0.12 ; 0.38]	
ϱ	Beta	0.70	0.10	0.66	[0.57 ; 0.75]	0.69	[0.60 ; 0.80]	
Coeficientes AR(1) e MA(1) dos choques								
ρ^a	Beta	0.50	0.20	0.86	[0.76 ; 0.96]	0.87	[0.78 ; 0.96]	
ρ^b	Beta	0.50	0.20	0.44	[0.17 ; 0.72]	0.65	[0.41 ; 0.86]	
ρ^g	Beta	0.50	0.20	0.95	[0.91 ; 0.99]	0.96	[0.93 ; 1.00]	
ρ^I	Beta	0.50	0.20	0.53	[0.32 ; 0.75]	0.54	[0.39 ; 0.68]	
ρ^R	Beta	0.50	0.20	0.41	[0.25 ; 0.56]	0.45	[0.28 ; 0.64]	
ρ^p	Beta	0.50	0.20	0.86	[0.75 ; 0.97]	0.87	[0.77 ; 0.97]	
ρ^w	Beta	0.50	0.20	0.77	[0.63 ; 0.93]	0.77	[0.60 ; 0.92]	
ρ^{ga}	Beta	0.50	0.25	0.21	[0.01 ; 0.39]	0.20	[0.01 ; 0.38]	
ϕ^p	Beta	0.50	0.20	0.43	[0.20 ; 0.66]	0.48	[0.27 ; 0.70]	
ϕ^w	Beta	0.50	0.20	0.47	[0.25 ; 0.69]	0.40	[0.16 ; 0.67]	
Desvio padrão dos choques								
σ^a	Inversa-Gama	0.10	2.00	0.67	[0.54 ; 0.79]	0.70	[0.55 ; 0.84]	
σ^b	Inversa-Gama	0.10	2.00	1.72	[0.70 ; 2.66]	1.58	[0.53 ; 2.81]	
σ^g	Inversa-Gama	0.10	2.00	0.83	[0.67 ; 0.97]	0.81	[0.66 ; 0.95]	
σ^x	Inversa-Gama	0.10	2.00	0.10	[0.02 ; 0.18]	2.82	[2.61 ; 3.00]	
σ^I	Inversa-Gama	0.10	2.00	2.43	[1.94 ; 3.00]	2.43	[2.00 ; 3.00]	
σ^R	Inversa-Gama	0.10	2.00	0.25	[0.20 ; 0.30]	0.22	[0.18 ; 0.27]	
σ^p	Inversa-Gama	0.10	2.00	0.05	[0.03 ; 0.08]	0.06	[0.03 ; 0.09]	
σ^w	Inversa-Gama	0.10	2.00	0.17	[0.07 ; 0.27]	0.13	[0.05 ; 0.21]	

(*) Os valores relativos ao “Desvio padrão dos choques” correspondem aos graus de liberdade da distribuição.

Curva de Phillips

O modelo CD apresenta um markup de preços⁵⁹ que o modelo SD. Afinal, com a inclusão da série de desemprego na estimação, a média da *posterior* do parâmetro ε_p aumenta, fazendo com que o markup caia 1.89 para 1.76. Por sua vez, as médias das *posteriors* dos parâmetros referentes às rigidezes de preços pouco se alteram em função do conjunto de dados utilizados na estimação, indicando que as empresas reajustam seus preços a cada 3.61 trimestres e que o grau de indexação é de aproximadamente 0.48.

Política Monetária

A utilização da série de desemprego na estimação do modelo tampouco afeta de forma muito expressiva as estimativas das *posteriors* dos parâmetros referentes da regra de condução da política monetária. De acordo com as médias das *posteriors* estimadas, o juro nominal apresenta elasticidade ao juro passado entre 0.84 (SD) e 0.85 (CD). Por sua vez, também segundo a média das *posteriors* estimadas, a reação do juro nominal aos desvios da inflação se elevam ligeiramente no modelo CD (de 1.69 para 1.77). Por fim, as médias da *posteriors* obtidas no modelo CD, comparadas ao modelo SD, sugerem que a sensibilidade do juro nominal (i) perde um pouco de força em relação ao hiato do produto (caindo de 0.13 no modelo SD para 0.10 no modelo CD); e (ii) se mantém praticamente inalterada em relação às oscilações do mesmo hiato (0.07 SD e 0.08 CD).

Outros

Dentre os demais parâmetros, a distribuição da *posteriori* do parâmetro referente à parcela da renda do capital não é afetada pela inclusão do desemprego na estimação, dado que, tanto no modelo CD como no modelo SD, a média desta distribuição se mantém em 0.18; Em relação ao parâmetro de *habit persistence* ρ , a *posterior* obtida pelo modelo CD sugere que a inclusão da série de desemprego na estimação torna o consumo mais persistente ao longo do tempo.

No modelo CD, a média da *posterior* do parâmetro referente ao custo de utilização do capital sobe 0.09, atingindo 0.59. No entanto, as grandes mudanças obtidas com a inclusão do

⁵⁹ O markup é dado pela expressão $\varepsilon_w/(\varepsilon_w - 1)$.

desemprego na estimação se observam nas médias das *posteriors* dos parâmetros referentes ao custo de ajustamento do investimento e ao efeito riqueza de curto prazo. Enquanto que no primeiro a média da *posterior* do modelo CD é maior (5.29, ante 4.33 no SD), no segundo esta estatística cai (0.25 CD, ante 0.55 SD).

As mudanças nas distribuições acima, em função do conjunto de variáveis utilizadas na estimação (CD e SD) também são, em sua grande maioria, observadas em GSW e Santos (2012).

3.5.2 Sensibilidade do modelo: que fricções são empiricamente relevantes para o desemprego?

Parte importante no processo de construção de um modelo consiste em avaliar sua capacidade de explicar o comportamento de determinados segmentos da economia. Compreender quais fricções são relevantes ao ajustamento do modelo aos dados, portanto, se torna vital. Para isso, realizamos inicialmente um exercício de sensibilidade análogo a Smets e Wouters (2007), com o objetivo de analisar a importância relativa de cada rigidez na capacidade preditiva do modelo.

Além de entender a importância de cada fricção para o ajustamento do modelo em relação a todo conjunto de dados $p(y_1, y_2 | M)$, também estamos interessados em entender como estas ajudam a explicar, especificamente, os movimentos da taxa de desemprego $p(y_2 | y_1, M)$.

Os resultados estão resumidos na Tabela 15. Cada coluna se refere a uma especificação alternativa do modelo. Sendo assim, a segunda coluna da Tabela 15 apresenta os resultados do modelo com todas as rigidezes apresentadas na seção 3.3 (*benchmark*). As demais colunas representam, respectivamente, os resultados das seguintes versões alternativas do modelo GSW: (a) preços flexíveis; (b) salários flexíveis; (c) preços rígidos, mas não indexados; (d) salários rígidos, mas não indexados; (e) sem custos de ajustamento do investimento; (f) sem *habit persistence*; (g) sem variação da utilização do capital; e (h) ausência de custos fixos na produção.

As duas primeiras linhas da Tabela 15 (CD e SD) apresentam, respectivamente, as log verossimilhanças marginais (i) do conjunto completo de dados $p(y_1, y_2|M)$; e (ii) do conjunto anterior, excluindo a série de desemprego y_2 , ou seja, $p(y_1|M)$. A terceira linha da tabela (CD-SD) traz a diferença entre as duas primeiras linhas. Como já dissemos acima, esta diferença corresponde à log verossimilhança marginal da taxa de desemprego, $p(y_2|y_1, M)$. A parte inferior da tabela 15, composta pelas três últimas linhas, apresenta a diferença entre as distintas log verossimilhanças marginais em relação ao modelo *benchmark*. Sendo assim, valores positivos nestas entradas significam que a rigidez em questão é útil para elevar a capacidade preditiva do modelo, seja em relação a todo o conjunto de dados, seja em relação apenas a série da taxa de desemprego (no caso da última linha da tabela).

Tabela 15: Sensibilidade dos modelos e do desemprego

	Base	$\lambda^p = 0$ $+ \iota^p = 0$	$\lambda^w = 0$ $+ \iota^w = 0$	$\iota^p = 0$	$\iota^w = 0$	$\psi = 0.1$	$\varrho = 0$	$\Omega = 1$	$\Psi = 1$ ($\varepsilon^p = \infty$)
Log verossimilhança marginal									
CD	-597.9	-651.6	-616.4	-611.3	-601.3	-868.3	-602.3	-594.4	-696.8
SD	-523.4	-565.2	-573.6	-553.6	-522.5	-560.2	-538.1	-534.1	-553.4
CD-SD	-74.5	-86.4	-42.7	-57.7	-78.8	-308.1	-64.2	-60.3	-143.4
Diferença relativa ao modelo Base (Base- Modelo da coluna)									
CD	–	53.7	18.4	13.3	3.3	270.3	4.3	-3.5	98.9
SD	–	41.8	50.2	30.2	-1.0	36.7	14.7	10.7	30.0
CD-SD	–	11.9	-31.8	-16.9	4.3	233.6	-10.4	-14.2	68.9

Começamos pela log verossimilhança marginal do conjunto completo de dados $p(y_1, y_2|M)$. Como mostra a tabela 15, todas as rigidezes nominais do modelo melhoram a capacidade preditiva geral deste (a diferença entre as log verossimilhanças marginais do modelo irrestrito com suas contrapartidas restritas é sempre positiva)⁶⁰. Dentre as rigidezes nominais, a mais relevante é a rigidez de preços (diferença entre as log verossimilhanças marginais de 53.7), seguida pela rigidez de salários (diferença de 18.4), indexação de preços (13.3) e indexação de salários (3.3).

⁶⁰ Quando a referência for restrição da probabilidade de reajustes, estaremos, também, nos referindo à ausência de indexação. Economicamente não parece fazer sentido uma economia com a presença de indexação e firmas reajustando livremente seus preços. Parece mais realista, portanto, assumir que a indexação também seja zerada quando a rigidez *à la* Calvo estiver zerada.

Dentre as rigidezes reais, vemos que a mais importante para a capacidade preditiva geral do modelo é o custo do ajustamento do investimento (diferença entre as log verossimilhanças marginais do modelo irrestrito e do restrito é de 270.3)⁶¹, seguida pelo custo fixo da produção (98.9). A rigidez de *habit persistence* se mostrou relativamente menos importante ao ajustamento dos dados, com relevância comparável à indexação salarial. Por fim, a única rigidez que aparentemente “prejudica” o ajustamento do modelo aos dados é a variação da utilização do capital. Como mostra a tabela 15, quando excluimos esta rigidez, a log verossimilhança do modelo se eleva em 3.5 pontos em relação à obtida junto ao modelo benchmark.

Ao considerarmos apenas o conjunto de dados tradicionalmente utilizado na estimação de modelos DSGE, isto é, ao excluirmos a taxa de desemprego do processo de estimação, obtemos, em alguns casos, resultados bem distintos daqueles descritos nos dois parágrafos acima. Em relação às rigidezes nominais, vemos que a rigidez de preços ainda é importante para explicar o comportamento das séries utilizadas na estimação, embora sua importância relativa caia sensivelmente em relação à rigidez de salários (que passa a ser a rigidez mais importante dentre todas) e à indexação de preços. Além disso, vemos que a log verossimilhança marginal cresce quando excluimos a indexação salarial do modelo. Isto significa que a inclusão desta fricção piora a qualidade de o modelo capturar as oscilações conjuntas das séries macroeconômicas observadas ex-taxa de desemprego.

Do lado das rigidezes reais, vemos que a exclusão da série de desemprego faz com que o custo de ajustamento do investimento perca drasticamente sua importância em explicar as oscilações dos dados (a diferença entre a log verossimilhança marginal do modelo irrestrito e restrito cai para 36.7, ante 270.3 da estimação do modelo CD). Além disso, a importância relativa do *habit persistence* sobe, enquanto que, para o custo fixo de produção, observamos queda. Por fim, a tabela 15 mostra que, ao contrário do observado na estimação CD, a variação da utilização do capital passa a ser importante para explicar o ajustamento do modelo aos dados. Como podemos notar, a diferença entre as log verossimilhanças marginais irrestrita e restrita passa a ser positiva (+10.7, ante -3.5 na estimação CD).

⁶¹ O exercício também foi feito com $\psi = 0.01, 0.001$. Conforme o valor diminui, a capacidade do modelo em explicar a economia piora de forma expressiva.

Como já mencionamos, as variações entre as log verossimilhanças marginais expressas na quarta e na quinta linha da tabela 15 correspondem à log verossimilhança marginal da taxa de desemprego, isto é, à capacidade de cada versão (irrestrita ou não) do modelo GSW explicar os movimentos da série da taxa de desemprego. Sendo assim, segundo os resultados acima, a rigidez mais importante para captar o comportamento desta série de interesse é o custo de ajustamento do investimento (diferença entre o irrestrito e o restrito de 233.6), seguida pela inclusão dos custos fixos de produção e da rigidez de preços. Curiosamente, rigidezes tradicionalmente importantes para o ajustamento geral de modelos DSGE, como é o caso da indexação de preços, do *habit persistence* e da variação da utilização do capital, concorrem para uma piora da capacidade do modelo em reproduzir as oscilações da taxa de desocupação da economia. Por fim, o modelo com salários flexíveis produz resultados (em termos de desemprego) mais em linha com a realidade (a log verossimilhança da taxa de desemprego gerada pelo modelo restrito é 31.8 pontos maior que a gerada pelo modelo benchmark).

Desta forma, nossas estimações mostram que as restrições importantes para o ajustamento do modelo aos dados convencionalmente utilizados na estimação dos modelos DSGE nem sempre são relevantes para que o modelo possa reproduzir as oscilações da taxa de desemprego observadas nos dados.

3.5.3 Decomposição da variância

Analizamos, nesta seção, a decomposição da variância das variáveis observadas utilizadas na estimação – PIB, inflação, Selic, salário real, emprego, e taxa de desemprego – face aos choques do modelo: produtividade (η_t^a), prêmio de risco (η_t^b), consumo do governo (η_t^g), oferta de trabalho (η_t^x), investimento (η_t^I), monetário (η_t^R), markup de preços (η_t^p), markup de salários (η_t^w).

A Tabela 16 expõe a decomposição do PIB. A inclusão da taxa de desemprego incrementa de maneira significativa o papel dos choques de prêmio de risco e de preferência (oferta de trabalho) ao custo, basicamente, dos choques do consumo do governo, investimento, poder de mercado das firmas e dos trabalhadores. Os choques de produtividade e de política monetária são afetados marginalmente.

Tabela 16: Decomposição da variância – PIB

	η^a	η^b	η^g	η^x	η^I	η^R	η^p	η^w
Com desemprego								
1 Trim	4.9	35.1	22.5	5.5	18.5	6.2	6.7	0.6
4 Trim	5.8	31.0	18.5	7.7	15.3	5.6	11.8	4.1
8 Trim	5.6	32.8	17.0	7.2	14.9	6.4	11.9	4.2
12 Trim	5.9	31.9	16.5	7.0	14.6	6.2	12.9	5.1
NC	6.1	31.6	16.3	7.0	14.5	6.2	13.0	5.3
Sem desemprego								
1 Trim	6.2	27.6	28.1	0.0	20.9	8.0	8.4	0.8
4 Trim	7.3	24.5	22.7	0.0	16.9	7.1	14.3	7.3
8 Trim	7.2	24.2	21.4	0.0	17.0	7.9	14.8	7.6
12 Trim	7.5	23.3	20.6	0.0	16.4	7.6	15.7	8.8
NC	7.7	23.1	20.5	0.0	16.3	7.6	15.8	9.1

NC se refere à decomposição Não Condicional.

Como destacado por Santos (2012), dado o período contemplado, esse resultado é condizente com o crescimento do crédito, especialmente via consumo, como fator preponderante para explicar o crescimento do PIB. No entanto, ao contrário do que os resultados do autor sugerem, aqui os choques de consumo do governo têm maior relevância do que os choques de investimento e a presença da série de desemprego traz mais volatilidade ao prêmio de risco, implicando o aumento da sua participação na decomposição da variância do PIB quando comparado com o modelo sem a série de desemprego. Apesar disso, as mudanças são marginais em relação aos resultados obtidos por Santos.

A decomposição da inflação trimestral, exposta na Tabela 17, tem mais de 50 pp da sua explicação resultante dos componentes de markup de preços e de salários. Essa representatividade cai com a presença da taxa de desemprego no conjunto de informação em torno de 7 pp no primeiro trimestre e para 15 pp ao longo do período analisado. A maior perda de participação ocorre do markup de salários (em torno de 11 pp). Grande parte da participação é transferência para o prêmio de risco (em torno de 11 pp). Em paralelo, o canal da política monetária também é incrementado em torno de 2 pp. De maneira geral, todos os resultados se manifestam de maneira mais intensa a partir do segundo trimestre e se mantêm ao longo do período contemplado.

Tabela 17: Decomposição da variância – Inflação

	η^a	η^b	η^g	η^x	η^I	η^R	η^p	η^w
Com desemprego								
1 Trim	4.2	6.8	0.4	0.4	1.3	4.4	70.1	12.5
4 Trim	4.9	13.7	0.7	0.5	2.5	11.3	48.3	18.2
8 Trim	4.8	13.9	0.7	0.5	2.5	13.0	46.7	17.9
12 Trim	4.8	14.3	0.7	0.6	2.6	12.8	46.2	18.1
NC	4.8	14.3	0.7	0.6	2.8	12.8	46.0	18.1
Sem desemprego								
1 Trim	3.7	1.8	0.3	0.0	1.0	3.9	69.6	19.8
4 Trim	4.1	2.8	0.4	0.0	1.9	9.3	52.2	29.2
8 Trim	4.1	2.8	0.5	0.0	2.0	10.5	51.0	29.1
12 Trim	4.2	2.9	0.5	0.0	2.0	10.5	50.8	29.2
NC	4.1	2.9	0.5	0.0	2.2	10.4	50.7	29.1

NC se refere à decomposição Não Condicional.

O ganho de importância do prêmio de risco, assim como ocorre com o PIB, aliado ao incremento da participação do choque de política monetária, sugere que o crescimento do crédito tem impactado a inflação via canal de consumo ao mesmo tempo em que houve um incremento no poder da política monetária.

De acordo com a Tabela 18, apesar de a inclusão da série de desemprego reduzir o poder explicativo do markup salarial sobre o salário real, o poder de mercado dos trabalhadores ainda é responsável por praticamente metade da dinâmica do salário real. Toda perda do poder explicativo é distribuída quase que simetricamente entre o choque do markup de preços, que passa a ter quase 40 pp de poder explicativo, e o prêmio de risco. O restante dos choques é afetado marginalmente.

Como tem ocorrido na decomposição das outras variáveis, o caso do juro nominal (Tabela 19) não é diferente. O uso das informações do desemprego transfere grande parte do papel dos choques nominais (markup de preços e salários) para o prêmio de risco. A redução da responsabilidade nominal se mostra crescente, proporcionalmente ao ganho do poder de explicação do prêmio de risco. Além disso, o choque de política monetária perde poder explicativo em torno de 2 pp. Também vale destacar que durante o primeiro trimestre,

observamos um incremento da responsabilidade do choque de produtividade, assim como o de preferência (oferta de trabalho), ambos em torno de 5 pp.

Tabela 18: Decomposição da variância – Salário real

	η^a	η^b	η^g	η^x	η^I	η^R	η^p	η^w
Com desemprego								
1 Trim	0.0	6.2	0.5	1.8	1.3	1.7	36.1	52.5
4 Trim	1.0	6.6	0.5	1.7	1.4	2.0	39.4	47.5
8 Trim	1.1	8.0	0.6	1.7	1.4	2.3	37.7	47.3
12 Trim	1.2	7.9	0.5	1.6	1.4	2.3	39.3	45.8
NC	1.3	7.8	0.5	1.6	1.4	2.3	40.0	45.2
Sem desemprego								
1 Trim	0.1	3.0	0.3	0.0	0.7	1.6	31.7	62.6
4 Trim	1.0	3.2	0.3	0.0	0.8	1.8	34.4	58.7
8 Trim	1.0	3.5	0.3	0.0	0.8	2.2	34.2	58.1
12 Trim	1.1	3.4	0.3	0.0	0.8	2.1	35.6	56.7
NC	1.1	3.4	0.3	0.0	0.8	2.1	36.1	56.3

NC se refere à decomposição Não Condicional.

Tabela 19: Decomposição da variância – Juro nominal

	η^a	η^b	η^g	η^x	η^I	η^R	η^p	η^w
Com desemprego								
1 Trim	16.9	21.1	2.8	5.7	4.2	17.6	26.4	5.4
4 Trim	10.7	32.9	1.7	2.2	5.8	6.0	28.2	12.5
8 Trim	9.6	37.5	1.8	1.8	6.9	4.6	24.3	13.5
12 Trim	9.5	37.8	1.9	1.8	7.0	4.6	24.0	13.4
NC	9.4	37.0	2.4	1.9	7.7	4.5	23.8	13.3
Sem desemprego								
1 Trim	11.6	10.3	1.4	0.0	2.6	26.8	35.4	11.8
4 Trim	9.9	10.4	1.3	0.0	5.0	8.6	39.4	25.4
8 Trim	9.6	9.9	1.6	0.0	6.6	6.7	36.7	29.0
12 Trim	9.5	9.8	1.7	0.0	6.8	6.7	36.5	29.0
NC	9.4	9.6	2.2	0.0	7.5	6.6	36.3	28.6

NC se refere à decomposição Não Condicional.

O emprego tem como principais determinantes os choques de produtividade, de prêmio de risco, gastos do governo e investimento (Tabela 20). A inclusão da taxa de desemprego, como de costume, gera perdas de participação no choque de markup salarial, perda similar à verificada pelos gastos do governo. No entanto, as maiores reduções ocorrem sobre o choque de produtividade. Os choques que mais ganham responsabilidade na explicação do emprego são os choques de prêmio de risco e de oferta de trabalho (aproximadamente 7 e 6 pp cada, respectivamente). Os demais choques estruturais têm baixa representatividade e não são afetados significativamente. Também vale ressaltar que, apesar de o choque de markup salarial perder poder explicativo, este já possuía baixo peso como determinante do emprego.

Tabela 20: Decomposição da variância – Emprego

	η^a	η^b	η^g	η^x	η^l	η^R	η^p	η^w
Com desemprego								
1 Trim	30.0	25.0	17.2	5.0	13.7	4.3	2.7	2.2
4 Trim	29.7	23.1	14.7	6.9	11.6	4.0	6.0	4.1
8 Trim	27.9	24.7	13.7	6.5	11.9	4.7	6.4	4.3
12 Trim	27.3	24.3	13.4	6.4	11.8	4.6	7.1	5.1
NC	27.2	24.2	13.4	6.3	11.8	4.6	7.3	5.3
Sem desemprego								
1 Trim	35.6	18.0	20.2	0.0	14.5	4.9	2.4	4.5
4 Trim	35.6	17.1	17.3	0.0	12.3	4.6	6.0	7.1
8 Trim	34.1	17.1	16.6	0.0	13.0	5.3	6.5	7.5
12 Trim	33.3	16.7	16.2	0.0	12.8	5.2	7.2	8.7
NC	33.1	16.6	16.1	0.0	12.8	5.1	7.3	9.0

NC se refere à decomposição Não Condicional.

Como a série de desemprego não é utilizada em um dos modelos, a Tabela 21 apresenta a decomposição da taxa de desemprego só do modelo com desemprego. O desemprego tem como principais determinantes os choques de prêmio de risco, oferta de trabalho, markup salarial e produtividade. Ao contrário de Santos (2012), que aponta os choques de investimentos como um dos principais elementos da flutuação do desemprego (com um valor próximo a 15 pp), aqui os choques de investimento têm papel reduzido (aproximadamente 5 pp). Essa inversão também ocorre com os choques nominais de salário, sendo que este explica aproximadamente 19 pp (em contrapartida dos 4 pp que Santos obtém). Nosso resultado sugere que, em comparação ao autor citado, o poder dos sindicatos/trabalhadores tem sido

mais relevante para explicar a flutuação do desemprego do que o papel dos investimentos. Esse resultado parece coerente com o fraco desempenho que a indústria brasileira tem demonstrado, concomitantemente à baixa histórica do desemprego, o que implicaria maior poder de barganha por parte dos trabalhadores.

Em geral, ao contemplar a série de desemprego no conjunto de informação verificamos que há um incremento na capacidade explicativa do choque de prêmio de risco, possivelmente como decorrência do crescimento que o crédito apresentou no período analisado. Além disso, em todas as variáveis analisadas, à exceção do desemprego, parte da informação adicional trazida pela série de desemprego se dissipa do markup de salários e permite ao choque de oferta de trabalho ganhar importância, mesmo que pouco expressiva.

Tabela 21: Decomposição da variância – Taxa de Desemprego

	η^a	η^b	η^g	η^x	η^l	η^R	η^p	η^w
Com desemprego								
1 Trim	15.0	28.0	6.8	20.3	5.5	4.1	0.4	19.9
4 Trim	16.4	26.6	7.0	21.7	5.0	3.9	1.7	17.8
8 Trim	15.5	28.1	6.6	20.4	5.1	4.5	1.8	18.0
12 Trim	15.3	27.6	6.5	20.0	5.0	4.5	2.0	19.1
NC	15.2	27.6	6.5	20.0	5.0	4.5	2.0	19.3

NC se refere à decomposição Não Condicional.

3.5.4 Funções de resposta ao impulso

Por último, analisamos como o modelo se comporta frente a alguns dos choques. Além dos usuais choques de produtividade e de política monetária, também abordamos aqueles que tiveram destaque na seção anterior: inovações do prêmio de risco, de preferência (oferta do trabalho) e de markup de salários. Analisamos a resposta das seguintes variáveis: taxa de desemprego, emprego, força de trabalho, PIB, inflação, salário real, juro nominal e hiato do produto.

O Gráfico 19 reporta a resposta das variáveis mencionadas frente a um choque de produtividade de 0.25 pp do PIB. O PIB é afetado tanto pelo lado da oferta, de acordo com sua função produção, como pela demanda, fruto do seu efeito sobre gastos do governo. A inflação, por outro lado, apresenta queda como decorrência da redução dos custos marginais, visto que as firmas passam a necessitar de um *mix* de insumos inferior para produzir a mesma quantidade. Essa redução da inflação acaba por elevar o salário real que compensa a queda dos custos marginais, evitando uma redução mais forte da inflação.

Em paralelo, o choque de produtividade, apesar de elevar o PIB, reduz o hiato do produto, uma vez que a economia flexível, por natureza, absorve os choques com mais rapidez. Como hiato e inflação apresentam queda, o juro nominal também cai.

Gráfico 19: Choque de Produtividade (0.25 pp do PIB)

No tocante ao mercado de trabalho, a elevação do custo da mão de obra afeta negativamente, por meio do *mix* ótimo de insumos, a quantidade contratada. A força de trabalho, definida pela equação (3.12) apresenta uma redução tímida, pois a elevação do salário real é compensada pelo incremento do consumo. Dessa forma, a dinâmica do desemprego é definida pela demanda por trabalho.

Assim como em Santos (2012), a disparidade nas FRI's de uma inovação de produtividade de ambos os modelos é praticamente nula, sendo que a maior diferença ocorre na dinâmica do salário real. Essa diferença é resultado da maior exigência, por parte do modelo CD, de remuneração pelos desvios do markup desejado em relação ao markup médio (ver equação de salário real linearizada). O peso dado a essa exigência é fruto das diferentes estimativas dos parâmetros de rigidez nominal (*à la* Calvo e de indexação) dos salários e da elasticidade da oferta de trabalho.

O Gráfico 20 expõe as FRI's de uma elevação de 0.25 pp do juro nominal. A elevação do juro desaquece a economia atingindo o PIB pelo lado da demanda por meio do canal de consumo, (3.4), e de investimento, (3.5). Com isso, as firmas passam a contratar menos mão de obra, gerando uma pressão de queda sobre os salários o que acaba contrabalanceando o efeito sobre os custos marginais. Como resultado a inflação também cai, por conta da redução de custos. A queda do hiato do produto é resultado da elevação do juro real de maneira mais acentuada na economia com preços e salários flexíveis.

O mercado de trabalho apresenta resultado similar ao choque de produtividade, com exceção ao comportamento da força de trabalho. A oferta de trabalho se eleva por conta do desaquecimento da economia via canal de consumo, afetando a taxa marginal de substituição dos trabalhadores. Como resultado, o desemprego se eleva, tanto por conta da redução da demanda por trabalhadores, como do aumento da oferta de trabalho.

Com exceção à força de trabalho, o efeito do choque monetário sobre as variáveis em cada modelo difere em magnitude. Esse resultado, contrário ao obtido por Santos (2012), sugere que a série da taxa de desemprego apresenta informações relevantes para a potência da política monetária. Dessa maneira, ao omitir essas informações, a autoridade monetária poderia estar sendo mais agressiva do que o necessário. A diferença de comportamento da força de trabalho é resultado do peso dado ao efeito riqueza pelo parâmetro ν . O modelo CD,

em sintonia com o resultado de Santos, indica que esse canal tem menos importância do que sugere o modelo SD.

Gráfico 20: Choque Monetário (0.25 pp do Juro Nominal)

Um dos principais determinantes do desempenho da economia brasileira no governo Lula, como sugerem os resultados da decomposição das variâncias, teria sido a expansão do canal de crédito. O Gráfico 21 apresenta a dinâmica das variáveis de interesse face a um choque do prêmio de risco que reduza o juro nominal em 0.25 pp.

Assim como a elevação do juro nominal, um choque positivo do prêmio de risco impacta o PIB por meio dos canais de demanda, ou seja, os canais de consumo e de investimento. A despeito da redução da taxa de juros nominal, dinâmica oposta àquela observada anteriormente, tal resultado decorre da redução simultânea do hiato do produto e da inflação, o que afeta o juro negativamente.

O mercado de trabalho tem a mesma resultante observada pela elevação do juro nominal: desemprego se eleva tanto pela queda na demanda por trabalho quanto pelo aumento da sua oferta. Além disso, o uso da taxa de desemprego no conjunto de informação mantém a conclusão de que o canal de juros tem impacto mais forte do que um modelo SD indicaria. As diferenças ficam a cargo da magnitude dos efeitos da piora do prêmio de risco. Em especial, desemprego, emprego, PIB, hiato do produto e salário real são mais sensíveis a esse canal.

Gráfico 21: Choque de Prêmio de Risco (0.25 pp do Juro Nominal)

Analizamos por último como a economia se comporta na presença de choques de desutilidade do trabalho (Gráfico 22). Na presença de uma elevação da desutilidade que afete adversamente o PIB em 0.25 pp, a oferta de trabalho reage fortemente, dominando o efeito da demanda – fruto da contração de demanda por trabalho –, e culminando na queda do

desemprego. A redução da oferta de trabalho implica um aumento do salário real que gera pressões de custos repassadas à dinâmica da inflação. A autoridade monetária reage elevando os juros, o que, por sua vez, contrai o PIB.

O choque se manifesta com mais persistência sobre PIB, emprego e força de trabalho por conta da calibração usada ($\rho^x = 0.999$, assim como em GSW). Os resultados, apesar de estarem em sintonia com GSW, em relação a Santos diferem na magnitude e há inversão dos resultados quando comparamos os modelos SD e CD, conforme têm ocorrido nas FRI's anteriores.

Gráfico 22: Choque de Preferência (0.25 pp do PIB)

Inovações de produtividade

Como inovações de produtividade se manifestam sobre o desemprego? Os modelos tradicionais da literatura de RBC e de *search* e *matching* costumam associar choques positivos de produtividade a elevações na contratação de horas o que, por sua vez, implica redução do desemprego.

No caso dos modelos de *search*, o efeito é resultado do fato de o aumento do valor marginal esperado do trabalho que ocorre por conta da elasticidade dos salários, em relação a inovações de produtividade, ser menor que um. Ou seja, um choque de produtividade eleva o produto na proporção de um para um, enquanto eleva o salário real numa proporção menor, elevando o valor marginal do trabalho. Isso acontece por conta do parâmetro de barganha salarial presente na equação de salários que é menor que um.

O efeito da produtividade sobre desemprego, no entanto, é controverso na literatura econômica. Galí (1999), assim como Galí e Rabanal (2004) e Basu et al. (2006), por exemplo, alega que inovações tecnológicas têm efeito negativo sobre a demanda por trabalho. Já outros estudos – *e.g.* Liu e Phaneuf (2007), Dedola e Neri (2007), Christiano et al. (2004) e Uhlig (2004) – advogam o oposto.

A estrutura do modelo de GSW permite que a análise sobre o desemprego seja realizada vislumbrando tanto o lado da demanda por trabalho quanto da oferta. Para tanto, analisamos as respostas do mercado de trabalho brasileiro fazendo uso de FRI's bayesianas com intervalos de confiança de 90 pp. De acordo com o Gráfico 23, choques de produtividade de 1 desvio padrão (0.67 para o modelo SD e 0.70 para o CD), confirmam os resultados das FRI's acima, indicando que o desemprego se eleva tendo como principal propulsor a queda na demanda. A oferta de trabalho, independentemente do uso da taxa de desemprego, sofre uma pequena redução, mas não o suficiente para afetar a taxa de desemprego. Os resultados têm vida útil aproximada de 2 a 5 trimestres.

Gráfico 23: Choque de Produtividade (1 desvio padrão) e o Mercado de Trabalho

Choque monetário e o efeito riqueza

Assim como chamam a atenção GSW, a especificação de preferências usada permite analisarmos se a presença de efeito riqueza sobre a oferta de trabalho é relevante no curto prazo. Dessa maneira, fazendo uso das FRI's bayesianas (com intervalos de confiança de 90 pp), de acordo com o Gráfico 24, choques monetários de 1 desvio padrão (0.25 para o modelo SD e 0.22 para o CD) indicam que, no caso brasileiro, a oferta de trabalho tem dinâmica estatisticamente igual a zero para o modelo CD e significativa nos primeiros 2 trimestres para o modelo SD, porém com valor irrisório frente ao movimento do emprego. Vale ressaltar, no entanto, que apesar de o gráfico sugerir que não há efeito riqueza relevante no curto prazo, os resultados poderiam ser diferentes se contemplada a margem intensiva do trabalho.

Gráfico 24: Choque Monetário (1 desvio padrão) e o Mercado de Trabalho

3.6 Conclusão

Neste estudo estimamos o modelo DSGE de médio porte proposto por Galí et al. (2011) para a economia brasileira a fim de identificar: (i) quais fricções são relevantes para explicar flutuações das séries macroeconômicas, em especial o desemprego; (ii) se a série de desemprego é relevante para o ajustamento do modelo aos dados, como um todo; e (iii) como as variáveis do mercado de trabalho reagem a choques de produtividade. A vantagem do modelo utilizado advém de sua capacidade de contornar os problemas de identificação presentes na grande maioria dos modelos DSGE, como destacado em Chari et al. (2009).

Num primeiro instante, em exercício análogo ao feito por Rabanal e Rúbio-Ramirez (2005), comparamos modelos distintos a fim de identificar quais fricções são importantes para que o modelo seja capaz de reproduzir o conjunto de flutuações presentes nas séries macroeconômicas utilizadas no processo de estimação. De maneira geral, nossos resultados

indicam que quase todas as fricções são importantes para o *fitting* do modelo (à exceção da indexação salarial que se mostrou insensível à melhora ou piora dos resultados). No entanto, a ordem de importância das fricções muda conforme o conjunto de informações contemplado na base de dados. O modelo sem o uso da taxa de desemprego (SD) coloca as rigidezes nominais, *à la* Calvo, de preço e salário como as mais relevantes, seguido dos custos de ajuste do investimento, da indexação de preços e de custos fixos na produção. Já o modelo que utiliza a série de desemprego (CD) muda a ordem de importância, dando um peso enorme aos custos de ajuste do investimento e aos custos fixos de produção, seguidos pelas fricções nominais de Calvo de preços e salários e as indexações de preços. Esse resultado, que reflete o conteúdo trazido pela taxa de desemprego, desloca a ordem de importância para fricções reais, apesar de manter o modelo completo (*benchmark*) como a melhor opção para explicar a economia como um todo.

Além disso, o exercício também nos permite analisar quais fricções importam para que o modelo consiga replicar a taxa de desemprego. Assim como fica evidente na mudança da ordem de importância, a série de desemprego brasileira depende primordialmente dos custos de ajuste de investimento e da presença de custos fixos de produção. No entanto, sua explicação melhora à medida que a rigidez nominal de salários *à la* Calvo é zerada. Esse resultado sugere que o *fitting* da série melhora conforme o mercado de trabalho é tratado com maior flexibilidade nominal.

Em seguida, comparamos os resultados da decomposição de variância para os modelos SD e CD. O exercício nos permite identificar três grandes movimentos: a presença da taxa de desemprego, relativo aos resultados do modelo SD, implica perda de responsabilidade dos choques de markup salarial; o maior beneficiado com a redução do papel dos choques de markup salarial foram os choques de prêmio de risco, reflexo da expansão do crédito que ocorreu no período analisado; e, assim como sugere Santos (2012), os choques de preferência (oferta de trabalho), ao se tornarem identificados pela taxa de desemprego, passam a explicar parte, mesmo que pequena, das flutuações da economia brasileira.

Na última seção analisamos como as variáveis macroeconômicas respondem aos choques. Em especial, usando funções de resposta ao impulso bayesianas, os resultados identificam que choques de produtividade têm efeito negativo sobre o desemprego, atuando, em especial, pela redução da demanda de trabalho.

REFERÊNCIAS

ABOWD, John. M; ZELLNER, Arnold. *A Estimating gross labor-force flows*. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 3, n. 3, p. 254-83, June 1985.

ANDOLFATTO, D. *Labor search and matching in macroeconomics*. **America Economic Review**, v. 86, n. 1, p. 112-32, 1996.

BASU, Susanto; FERNALD, John G.; KIMBALL, Miles S.. *Are Technology Improvements Contractionary?*. **America Economic Review**, v. 96, n. 5, p. 1418-1448, 2006.

BAXTER, Marianne; KING, Robert G.. *Measuring business cycles Approximate band-pass filters for economic time series*. **Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 4, p. 575-593, 1999.

BILS, Mark J.. *Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data*. **Journal of Political Economy**, v. 93, n. 4, p. 666-689, 1985.

BLANCHARD, Olivier; DIAMOND, Peter. *The cyclical behavior of the gross flows of U.S. workers*. **Brookings Paper on Economics Activity**, v. 1990, n. 2, p. 85-155, 1990.

BLANCHARD, Olivier; GALÍ, Jordi. *Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment*. **America Economic Journal: Macroeconomics**, 2, 1-33, 2010.

CASTRO, Marcos R. de; GOUVEA, Solange N. ; MINELLA, André; SANTOS, Rafael C.; SOUZA-SOBRINHO, Nelson F.. SAMBA: *Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 239, 2011.

CHARI, Varadarajan V.; KEHOE, Patrick J.; MCGRATTAN, Ellen R.. *New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis*. **American economic Journal: Macroeconomics**, 1, 242-266, 2009.

CHO, Jank-Ok. *Ex post heterogeneity and the business cycle*. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 19, n. 3, p. 533-551, 1995.

CHO, Jank-Ok; ROGERSON, Richard. *Family labor supply and aggregate fluctuations*. **Journal of Monetary Economics**, v. 21, n. 2-3, p. 233-245, 1988.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; VIGFUSSON, Robert. *The Response of Hours to a Technology Shock: Evidence Based on Direct Measures of Technology*. **Journal of the European Economic Association**, v. 2, n. 2-3, 381-395, 2004.

CHRISTIANO, Lawrence J.; TRABANDT, Mathias; VALENTIN, Karl. *DSGE Models for Monetary Policy Analysis*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 2010.

CHRISTOFFEL, Kai; KUESTER, Keith; LINZERT, Tobias. *The role of labor markets for euro area monetary policy*. European Central Bank Discussion Papers, n. 1035, 2009.

CHRISTOFFEL, Kai; LINZERT, Tobias. *The Role of Real Wage Rigidities and Labor Market Frictions for Unemployment and Inflation Dynamics*. European Central Bank Discussion Papers, n. 556, 2005.

COOLEY, Thomas F.; QUADRINI, Vincenzo. *A neoclassical model of the Phillips curve relation*. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 165-193, 1999.

COURSEUIL, Carlos H.; SERVO, Luciana M. S.. *Criação, destruição e realocação de empregos no Brasil*. IPEA, 2006.

CURI, Andréa; MENEZES-FILHO, Naércio A.. *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, p. 867-899, 2006.

DEDOLA, Luca; NERI, Stefano. *What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions*. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 2, p. 512-549, 2007.

DEL NEGRO, Marco; EUSEPI, Stefano. *Fitting Observed Inflation Expectation*. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 35, n. 12, p. 2105-2131, 2011.

DEN HAAN, Wouter J.; RAMEY, Garey, G.; WATSON, Joel. *Job Destruction and Propagation of Shocks*. **American Economic Review**, v. 90, n. 3, p. 482-498, 2000.

DUFFY, John; PAPAGEORGIOU, Chris.; PEREZ-SEBASTIAN, Fidel.. *Capital-Skill Complementarity? Evidence from a Panel of Countries*. **Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p. 327-344, 2004.

ELSBY, Michael; HOBIJN, Bart; SAHIN, Aysegul. *Unemployment Dynamics in the OECD*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 14617, 2008.

ERCEG, Christopher J.; HENDERSON, Dale W.; LEVIN, Andrew T.. *Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts*. **Journal of Monetary Economics**, 46, 281-314, 2000.

FRIEDMAN, Milton. *The Role of Monetary Policy*. **American Economic Review**, v. 58, n. 1, 1-17, 1968.

FUGITA, Michael; RAMEY, Garey. *The cyclicalities of job loss and hiring*. Federal Reserve Bank of Philadelphia. Working Paper, n. 06-07, 2006.

_____. *Reassessing the Shimer facts*. Federal Reserve Bank of Philadelphia. Working Paper, n. 07-2, 2007.

_____. *The Cyclicalities of Separation And Job Finding Rates*. **International Economic Review**, v. 50, n. 2, p. 415-430, 2009.

GALÍ, Jordi. *Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?* **American Economic Review**, v. 89, n. 1, 249-271, 1999.

_____. *The Return of the Wage Phillips Curve*. **Journal of the European Economic Association**, 3, 436-461, 2011.

GALÍ, Jordi; RABANAL, Pau. *Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the Real Business Cycle Model Fit Postwar U.S. Data?*. National Bureau of Economic Research, Macroeconomics Annual 2004, v. 19, p. 225-318, 2005.

GALÍ, Jordi; SMETS, Frank R., WOUTERS, Raf. *Unemployment in an Estimated New Keynesian Model*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 17084, 2011.

GERTLER, Mark; SALA, Luca; TRIGARI, Antonella. *An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining*. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 40, n. 8, p. 1713-1764, 2008.

GERTLER, Mark; TRIGARI, Antonella. *Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining*. **Journal of Political Economy**, v. 117, n. 1, p. 38-86, 2009.

GONZAGA, Gustavo; MALONEY, William; MIZALA, Alejandra. *Labor Turnover and Labor Legislation in Brazil*. **Economía**, v. 4, n. 1, p. 165-222, 2003.

HALL, Robert E.. *Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness*. **American Economic Review**, v. 95, n. 1, p. 50-64, 2005.

HANSEN, Gary D.. *Indivisible labor and the business cycle*. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, n. 3, p. 309-327, 1985.

_____. *The Cyclical and Secular Behaviour of the Labour Input: Comparing Efficiency Units and Hours Worked*. **Journal of Applied Econometrics**, v. 8, n. 1, p. 171-80, 1993.

HANSEN, Gary D.; SARGENT, Thomas J.. *Straight time and overtime in equilibrium*. **Journal of Monetary Economics**, v. 21, n. 2-3, p. 281-308, 1988.

HECKMAN, James J.. *Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply*. **Econometrica**, v. 42, n. 4, p. 679-94, 1974.

HOOGERHEIDE, Lennart F.; VAN DIJK, Herman K.; VAN OEST, Rutger D.. *Simulation-Based Bayesian Econometric Inference: Principles and Some Recent Computational Advances In*: BELSLEY, David A.; KONTOGHIORGHES, Erricos J.. **Handbook of Computational Econometrics**, Cap. 7, 215-280, 2009.

IBGE. *Pesquisa Mensal de Emprego*. Rio de Janeiro, Relatório Metodológico, v. 23, 2ª. ed., 2007.

JAIMOVICH, Nir; REBELO, Sergio. *Can News about the Future Drive the Business Cycle?*. **American Economic Review**, v. 99, n. 4, p. 1097-1118, 2009.

KANCZUK, Fabio. *Real Interest Rates and Brazilian Business Cycles*. **Review of Economic Dynamics**, v. 7, n. 2, p. 436-455, 2004.

KEANE, Michael; MOFFITT, Robert; RUNKLE, David. *Real Wages over the Business Cycle: Estimating the Impact of Heterogeneity with Micro Data*. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 6, p. 1232-66, 1988.

KEANE, Michael; PRASAD, Eswar. *Reassessing the Ins and Outs of Unemployment*. **IMF Staff Papers**, v. 40, n. 4, p. 711-743, 1993.

KRAUSE, Michael U.; LUBIK, Thomas A.. *The (ir)relevance of real wage rigidity in the New Keynesian model with search frictions*. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 3, p. 706-727, 2007.

KRUSELL, Per; MUKOYAMA, Toshihiko; ROGERSON, Richard; SAHIN, Aysegul. *A Three State Model of Worker Flows in General Equilibrium*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 15251, 2009.

KRUSELL, Per; OHANIAN, Lee E.; RÍOS-RULL, José-Víctor; VIOLANTE, Giovanni L.. *Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis*. **Econometrica**, v. 68, n. 5, p. 1029-1054, 2000.

KYDLAND, Finn E.. *Labor-force heterogeneity and the business cycle*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 21, n. 1, p. 173-208, 1984.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C.. *Cyclical movements of the labor input and its implicit real wage*. **Economic Review**, n. Q II, p. 12-23, 1993.

LIU, Zheng; PHANEUF, Louis. *Technology shocks and labor market dynamics: Some evidence and theory*. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 8, p. 2534-2553, 2007.

LUCAS, Robert Jr.. *Expectations and the neutrality of money*. **Journal of Economic Theory**, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972.

MERZ, Monika. *Search in the labor market and the real business cycle*. **Journal of Monetary Economics**, v. 36, n. 2, p. 269-300, 1995.

MORTENSEN, Diamond; PISSARIDES, Christopher A.. *Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment*. **Review of Economic Studies**, v. 61, n. 3, p. 397-415, 1994.

PETRONGOLO, Barbara; PISSARIDES, Christopher A.. *Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function*. **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 2, p. 390-431, 2001.

_____. *The Ins and Outs of European Unemployment*. **America Economic Review**, v. 98, n. 2, p. 256-62, 2008.

PHELPS, Edmund S.. *Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium*. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 4, p. 678-711, 1968.

POTERBA, James M.; SUMMERS, Lawrence H.. *Reporting Errors and Labor Market Dynamics*. **Econometrica**, v. 54, n. 6, p. 1319-38, 1986.

PRASAD, Eswar. *Skill Heterogeneity and the Business Cycle*. **Canadian Journal of Economics**, v. 29, n. 4, p. 910-29, 1996.

RABANAL, Pau; RUBIO-RAMIREZ, Juan F.. *Comparing New Keynesian models of the business cycle: A Bayesian approach*. **Journal of Monetary Economics**, v. 62, n. 6, p. 1151-1166, 2005.

RIBAS, Rafael P.; SOARES, Sergei S. D.. *Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão, n. 1348, 2008.

_____. *O atrito nas pesquisas longitudinais: o caso da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE)*. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, p. 213-244, 2010.

RIBEIRO, Eduardo P.. *Asymmetric labor supply*. **Empirical Economics**, v. 26, n. 1, p. 183-197, 2001.

_____. *Rotatividade de trabalhadores e criação e destruição de postos de trabalho: aspectos conceituais*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão, n. 820, 2001.

ROGERSON, Richard. *Indivisible labor, lotteries and equilibrium*. **Journal of Monetary Economics**, v. 21, n. 1, p. 3-16, 1988.

ROGERSON, Richard; SHIMER, Robert. *Search in Macroeconomic Models of the Labor Market*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 15901, 2010.

SANTOS, Fernando G., **Ensaaios sobre macroeconometria Bayesiana aplicada**. São Paulo, 2012. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Universidade de São Paulo.

SHIMER, Robert. *Reassessing the Ins and Outs of Unemployment*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 13421, 2007.

SMETS, Frank; WOUTERS, Raf. *Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*. **American Economic Review**, 97, 586-606, 2007.

THOMAS, Carlos. *Search and Matching Frictions and Optimal Monetary Policy*. **Journal of Monetary Economics**, 55, 936-956, 2008.

TRIGARI, Antonella. *Equilibrium Unemployment, Job Flows, and Inflation Dynamics*. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 1, p. 1-33, 2009.

UHLIG, Harald. *A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Discussion Paper – Institute for Empirical Macroeconomics, n. 101, 1995.

_____. *Do Technology Shocks Lead to a Fall in Total Hours Worked?*. **Journal of European Economic Association**, v. 2, n. 2-3, p. 361-371, 2004.

ULYSSEA, Gabriel. *Regulation of entry, labor market institutions and the informal sector*. **Journal of Development Economics**, v. 91, n. 1, p. 87-99, 2010.

WALSH, Carl E.. *Labour Market Search, Stick Prices, and Interest Rate Rules*. **Review of Economic Dynamics**, 8, 829-849, 2003.

YASHIC, Eran. *Labor search and matching in macroeconomics*. **European Economic Review**, v. 51, n. 8, p. 1859-1895, 2007.

ZANETTI, Francesco. *Labor market institutions and aggregate fluctuations in a search and matching model s*. **European Economic Review**, v. 55, n. 5, p. 644-658, 2011.

APÊNDICES

APÊNDICE 1 – CONSTRUÇÃO DOS FLUXOS E CÁLCULO DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO (CAP. 1)

APÊNDICE 2 – TABELAS DOS MODELOS MULTINOMIAL LOGIT (CAP. 1)

APÊNDICE 3 – DERIVAÇÕES DO MODELO COM BUSCA DE EMPREGO (CAP. 2)

APÊNDICE 4 – DERIVAÇÕES DO MODELO COM DESEMPREGO INVOLUNTÁRIO (CAP. 3)

APÊNDICE 1 – CONSTRUÇÃO DOS FLUXOS E CÁLCULO DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO (CAP. 1)

A1.1 – Construção dos fluxos

A correção dos fluxos, baseado no trabalho de Abowd e Zellner (1985), ocorre considerando todas as ocupações existentes: empregados (E), desempregados (U) e inativos (O). Por conta da rotação dos painéis da PME, parte dos indivíduos é eliminada. Isso resulta em dois tipos de fluxos: aqueles que foram identificados somente na origem e aqueles que somente estiveram presentes somente no destino.

O fluxo de cada uma dessas possibilidades foi obtido para cada mês e ponderado de acordo com os pesos populacionais disponíveis. Ou seja, cada fluxo representa uma origem (em $t - 1$) e um destino (em t). Considere que $z_{i,j}(t)$ represente o fluxo de indivíduos inicialmente em i , que terminaram em j , tal que $i, j \in \{E, U, O, M\}$, em que “M” (de *missing*) representa os indivíduos envolvidos no atrito. Como o peso populacional disponível na PME é diferente para cada mês, usamos, para $i \in \{E, U, O\}$, os pesos referentes ao mês de destino (t). No caso dos fluxos envolvendo “M”, o peso populacional usado depende de qual coordenada (origem ou destino) esteve visível. Ou seja, para $z_{i,M}(t)$ ponderamos com o peso populacional da origem ($t - 1$) e para $z_{M,j}(t)$ o do destino (t).

Abowd e Zellner (1985) também levam em consideração fluxos relacionados ao crescimento populacional (decorrentes (i) do ingresso de jovens que tenham atingido idade ativa para o trabalho; (ii) de imigrações, (iii) daqueles que retornaram da vida militar). Tais fluxos foram estimados, pelos autores, a partir de outras bases de dados. Abstivemo-nos da inclusão dos fluxos dessa natureza por crer que, para o caso do Brasil, a vida militar não seja tão relevante (quanto para o caso dos EUA) e que as informações disponíveis relativas à imigração não sejam tão acuradas. Para realizar o ajuste, os dados precisam estar representados em proporções:

$$\omega_{i,j}(t) = \frac{z_{i,j}(t)}{\sum_i \sum_j z_{i,j}(t)}, \quad i, j \in \{E, U, O, M\}$$

Em seguida, de acordo com Abowd e Zellner (1985), os novos fluxos (representados em proporções), são obtidos a partir do formato multiplicativo expresso abaixo:

$$\mu_{i,j}(t) = \frac{\omega_{i,j}(t)\omega_{i,M}(t)^{\phi_{i,j|i,M}(t)}\omega_{M,j}(t)^{\phi_{i,j|M,j}(t)}}{\sum_i \sum_j \omega_{i,j}(t)\omega_{i,M}(t)^{\phi_{i,j|i,M}(t)}\omega_{M,j}(t)^{\phi_{i,j|M,j}(t)}}$$

Repare que, se todos os coeficientes forem insignificantes ($\phi_{i,j|i,M}(t) = 0$ e $\phi_{i,j|M,j}(t) = 0$), os novos fluxos são voltam a ser representados pelas proporções obtidas diretamente da base de dados. Esse caso é conhecido por *Missing at Random* (MAR).

$$\mu_{i,j}(t) = \frac{\omega_{i,j}(t)}{\sum_i \sum_j \omega_{i,j}(t)}$$

A etapa final reside na construção dos agregados a partir dos fluxos. Dessa maneira, a soma dos fluxos ajustados, $\mu_{i,j}(t)$, têm que respeitar o estoque de cada ocupação na origem ($\Omega_{i,*}(t)$) e destino ($\Omega_{*,j}(t)$), de tal forma que:

$$\begin{aligned}\Omega_{i,*}(t) &= \mu_{i,E}(t) + \mu_{i,U}(t) + \mu_{i,O}(t) + \varepsilon_{i,*}(t), \quad i, j \in \{E, U, O\} \\ \Omega_{*,j}(t) &= \mu_{E,j}(t) + \mu_{U,j}(t) + \mu_{O,j}(t) + \varepsilon_{*,j}(t), \quad i, j \in \{E, U, O\}\end{aligned}$$

O procedimento usado para garantir que a soma dos fluxos se aproxime ao máximo de cada agregado decorre da estimação de um SUR Não-Linear. Ou seja, os parâmetros são estimados de tal modo que os erros de cada uma das regressões ($\varepsilon_{i,*}(t)$ e $\varepsilon_{*,j}(t)$) seja próximo de zero⁶². Uma vez tendo estimado o modelo, os fluxos são recriados usando os parâmetros obtidos estimados.

Para contemplar um cenário mais amplo, seguimos a sugestão feita por Fujita e Ramey (2006). Os autores permitem que os parâmetros sejam variantes no tempo. Isso é realizado estimando as regressões em intervalos de tamanho equivalentes, no entanto, variantes no tempo (conhecidas por *rolling regressions*). Tanto para o caso dos parâmetros variantes no tempo, como para o caso dos parâmetros constantes, a significância conjunta dos parâmetros foi aceita, sugerindo que os ajustes se fazem necessários. Além disso, também comparamos o

⁶² Para maiores detalhes, ver Abowd e Zellner (1985).

desempenho dos fluxos ajustados versus o caso de MAR recriando os estoques a partir da soma dos fluxos. Ou seja, buscamos identificar qual dos casos teria gerado a menor raiz do erro médio quadrático (RMSE ou *root mean square error*). O modelo com ajustes e com parâmetros variantes no tempo se mostrou superior ao MAR. Enquanto que o modelo com ajustes e parâmetros constantes obteve um RMSE maior que o do modelo MAR. Nesse caso, resolvemos ficar com o modelo com ajustes e parâmetros variantes.

Usamos uma janela arbitrária de 5 anos (60 meses) para estimar cada modelo. Dessa forma, como a base de dados disponível tem 105 observações, obtivemos 45 estimações para cada parâmetro.

Para recriar a série dos fluxos usamos os parâmetros de cada estimacão para os seguintes períodos: $t = 30, 31, \dots, 74, 75$. Para as primeiras 29 observações usamos o valor dos parâmetros da primeira estimacão e, para as últimas 29 observações usamos o valor dos parâmetros da última estimacão⁶³.

A1.2 – Equacão diferencial ordinária: dois estados

Desemprego de curto prazo como medida de ingresso no desemprego

Substituindo a equacão de desemprego de curto-prazo na que descreve o estoque de desempregados, em seguida, isolando o termo que contém as variações, obtemos:

$$[\dot{u}_{t+\tau} - \dot{u}_{t+\tau}^s] + [u_{t+\tau} - u_{t+\tau}^s]f_t = 0$$

Assumindo que as taxas sejam constantes entre cada período de integraçao multiplicamos ambos os lados pelo fator de integraçao $e^{\int_0^\tau f_t z dz}$ e integrando no intervalo $[t, t + \tau]$ obtemos a equacão diferencial:

$$[u_{t+\tau} - u_{t+\tau}^s] = ce^{-\int_0^\tau f_t z dz}$$

⁶³ Assim como fora feito em Fujita e Ramey (2006).

Assumindo que as taxas sejam constantes entre cada período de integração – e, portanto, $e^{-\int_0^\tau f_t z dz} = e^{-f_t \tau}$ –, temos que $c = u_t e^{f_t \tau}$. Portanto, para $\tau = 0$, temos que $c = u_t$. Substituindo a constante na solução para $\tau = 1$, temos:

$$u_{t+1} = u_{t+1}^s + u_t e^{-f_t}$$

Como a probabilidade de achar um emprego é escrita por um processo de Poisson – supondo que sua densidade seja $g(\lambda)$ e que λ seja a esperança da ocorrência do evento – a probabilidade de um desempregado achar pelo menos um emprego é descrita da seguinte forma:

$$G_t = 1 - g(0) = 1 - \frac{e^{-\lambda} \lambda^0}{0!} = 1 - e^{-\lambda}$$

Portanto, podemos reescrever a equação da lei de movimento da seguinte forma -- agora usando F_t no lugar de G_t :

$$u_{t+1} = u_{t+1}^s + (1 - F_t)u_t$$

Para obter a probabilidade de um empregado se tornar desempregado, temos que usar uma segunda equação. Para isso, assumimos que a força de trabalho fica constante em cada t e, portanto, as possíveis ocupações (U e E), ficam restritas a:

$$u_{t+\tau} = n_{t+\tau} = N_{t+\tau}$$

Substituindo a restrição na equação de movimento do desemprego, temos:

$$\dot{u}_{t+\tau} + u_{t+\tau}(f_t + x_t) = N_{t+\tau}x_t$$

Da mesma forma que no exemplo anterior, supomos que as taxas sejam constantes entre cada período de interação. Multiplicando ambos os lados pelo fator de integração $e^{(f_t + x_t)\tau}$ e integrando, obtemos a equação diferencial:

$$u_{t+1} = e^{(f_t+x_t)\tau} \left[\int_0^\tau e^{(f_t+x_t)s} N_{t+\tau} x_t ds + c \right]$$

Ou seja: $u_{t+\tau} = \left(\frac{x_t}{f_t+x_t} \right) N_t + ce^{-(f_t+x_t)\tau}$

Para $\tau = 0$, temos que: $c = \left[u_t - \left(\frac{x_t}{f_t+x_t} \right) N_t \right]$

Para $\tau = 1$, temos que: $u_{t+1} = \left(\frac{x_t}{f_t+x_t} \right) N_t + ce^{-(f_t+x_t)}$

Substituindo a constante c , em seguida, rearranjando, obtemos a segunda equação de interesse:

$$u_{t+1} = \left(\frac{x_t}{f_t + x_t} \right) N_t (1 - e^{-(f_t+x_t)}) + u_t (1 - e^{-(f_t+x_t)})$$

Emparelhamento como medida de ingresso no desemprego

A equação para dois possíveis estados (E, U) está representada abaixo:

$$l_{t+\tau}^{AB} = (l_{t+\tau}^{AA} \lambda_t^{AB}) - (l_{t+\tau}^{AB} \lambda_t^{BA})$$

Para cada origem (A), os fluxos devem respeitar a seguinte restrição:

$$l_{t+\tau}^{AA} + l_{t+\tau}^{AB} = 1$$

Substituindo a restrição na equação acima e rearranjando, obtemos uma nova equação:

$$l_{t+\tau}^{AB} + (\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA}) l_{t+\tau}^{AB} = \lambda_t^{AB}$$

Assumindo que as taxas (representada pelos lambdas) sejam constantes entre cada período de integração, multiplicamos ambos os lados pelo fator de integração $e^{(\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA})\tau}$ para obter a solução:

$$l_{t+\tau}^{AB} = e^{-(\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA})\tau} \left[\int_0^\tau e^{(\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA})s} \lambda_t^{AB} ds + c \right]$$

Ou seja: $l_{t+\tau}^{AB} = e^{-(\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA})\tau} \left[\left(\frac{\lambda_t^{AB}}{\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA}} \right) e^{(\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA})\tau} + c \right]$

Para $\tau = 0$ temos que $l_t^{AB} = 0$ para $B \neq A$. Dessa forma, obtemos “c”. Substituindo a constante na solução para um $\tau = 1$, obtemos a lei de movimento das proporções:

$$l_{t+1}^{AB} = \left(1 - e^{-(\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA})}\right) \left(\frac{\lambda_t^{AB}}{\lambda_t^{AB} + \lambda_t^{BA}}\right)$$

A1.3 – Transições com três estados

Para que possamos representar a dinâmica do desemprego em duas dimensões, no entanto, considerando a inatividade, seguimos Petrongolo e Pissarides (2008). Partindo das equações de equilíbrio dos fluxos de ingresso e saída do desemprego e emprego, temos:

$$\begin{aligned} x_{U,t}E_t + o_{U,t}O_t &= (f_{O,t} + f_{E,t})U_t \\ f_{E,t}E_t + o_{E,t}O_t &= (x_{O,t} + x_{U,t})E_t \end{aligned}$$

Isolando a inatividade da equação de equilíbrio do desemprego, temos:

$$O_t = \frac{(f_{O,t} + f_{E,t})U_t - x_{U,t}E_t}{o_{U,t}}$$

Substituindo a expressão acima na equação de equilíbrio de emprego, eliminamos a inatividade (O_t) do problema:

$$f_{E,t}E_t + o_{E,t} \left[\frac{(f_{O,t} + f_{E,t})U_t - x_{U,t}E_t}{o_{U,t}} \right] = (x_{O,t} + x_{U,t})E_t$$

Rearranjando a expressão acima de tal modo que, isolando a quantidade de desempregados, tenhamos uma função em relação ao número de empregados:

$$U_t = \left(\frac{x_{O,t}o_{U,t} + x_{U,t}(o_{U,t} + o_{E,t})}{f_{O,t}o_{E,t} + f_{E,t}(o_{U,t} + o_{E,t})} \right) E_t$$

Dessa forma, podemos reconstruir a taxa de desemprego da seguinte forma:

$$u_t^{eq} = \frac{U_t}{U_t + E_t} = \frac{\left(\frac{x_{o,t}o_{U,t} + x_{U,t}(o_{U,t} + o_{E,t})}{f_{o,t}o_{E,t} + f_{E,t}(o_{U,t} + o_{E,t})} \right) E_t}{\left(\frac{x_{o,t}o_{U,t} + x_{U,t}(o_{U,t} + o_{E,t})}{f_{o,t}o_{E,t} + f_{E,t}(o_{U,t} + o_{E,t})} \right) E_t + E_t}$$

Dividindo, tanto o numerador quanto o denominador por $(o_{U,t} + o_{E,t})$, e rearranjando a equação, obtemos:

$$u_t^{eq} = \frac{\left[x_{U,t} + x_{o,t} \left(\frac{o_{U,t}}{o_{U,t} + o_{E,t}} \right) \right]}{\left[x_{U,t} + x_{o,t} \left(\frac{o_{U,t}}{o_{U,t} + o_{E,t}} \right) \right] + \left[f_{E,t} + f_{o,t} \left(\frac{o_{E,t}}{o_{U,t} + o_{E,t}} \right) \right]}$$

Usando a notação de Petrongolo e Pissarides (2008), reescrevemos a equação da seguinte maneira:

$$u_t^{eq} = \frac{(x_{U,t} + i_{U,t})}{(x_{U,t} + i_{U,t}) + (f_{E,t} + i_{E,t})}$$

Em que $i_{U,t} = x_{o,t} \left(\frac{o_{U,t}}{o_{U,t} + o_{E,t}} \right)$ e $i_{E,t} = f_{o,t} \left(\frac{o_{E,t}}{o_{U,t} + o_{E,t}} \right)$ representam, respectivamente, a contribuição da inatividade para x_t e f_t .

Log-linearização

Derivando o logaritmo do desemprego de equilíbrio em relação ao tempo $\left(\frac{\partial \ln(u_t^{eq})}{\partial t} \right)$, temos:

$$\begin{aligned} \frac{1}{\bar{u}_t^{eq}} du_t^{eq} = & \left[\left(\frac{1}{\bar{x}_{U,t} + \bar{i}_{U,t}} \right) - \left(\frac{1}{\bar{x}_{U,t} + \bar{i}_{U,t} + \bar{f}_{E,t} + \bar{i}_{E,t}} \right) \right] (dx_{U,t} + di_{U,t}) \\ & - \left(\frac{1}{\bar{x}_{U,t} + \bar{i}_{U,t} + \bar{f}_{E,t} + \bar{i}_{E,t}} \right) (df_{E,t} + di_{E,t}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Rearranjando, temos:

$$\begin{aligned} \frac{du_t^{\text{eq}}}{\bar{u}_t^{\text{eq}}} = (1 - \bar{u}_t^{\text{eq}}) & \left[\frac{dx_{U,t}}{\bar{x}_{U,t}} \left(\frac{\bar{x}_{U,t}}{\bar{x}_{U,t} + \bar{l}_{U,t}} \right) + \frac{di_{U,t}}{\bar{l}_{U,t}} \left(\frac{\bar{l}_{U,t}}{\bar{x}_{U,t} + \bar{l}_{U,t}} \right) \right] \\ & - (1 - \bar{u}_t^{\text{eq}}) \left[\frac{df_{E,t}}{\bar{f}_{E,t}} \left(\frac{\bar{f}_{E,t}}{\bar{f}_{E,t} + \bar{l}_{E,t}} \right) + \frac{di_{E,t}}{\bar{l}_{E,t}} \left(\frac{\bar{l}_{E,t}}{\bar{f}_{E,t} + \bar{l}_{E,t}} \right) \right] + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Ou seja:

$$u_t^{\text{eq}} = (1 - \bar{u}_t^{\text{eq}}) (x_{\dot{U},t} s_{Xu,t} + l_{\dot{U},t} s_{Iu,t}) - (1 - \bar{u}_t^{\text{eq}}) (f_{\dot{E},t} s_{Fe,t} + l_{\dot{E},t} s_{Ie,t}) + \varepsilon_t$$

$$\text{Em que: } s_{Xu,t} = \left(\frac{\bar{x}_{U,t}}{\bar{x}_{U,t} + \bar{l}_{U,t}} \right), s_{Iu,t} = \left(\frac{\bar{l}_{U,t}}{\bar{x}_{U,t} + \bar{l}_{U,t}} \right), s_{Fe,t} = \left(\frac{\bar{f}_{E,t}}{\bar{f}_{E,t} + \bar{l}_{E,t}} \right) \text{ e } s_{Ie,t} = \left(\frac{\bar{l}_{E,t}}{\bar{f}_{E,t} + \bar{l}_{E,t}} \right).$$

APÊNDICE 2 – TABELAS DOS MODELOS MULTINOMIAIS LOGIT (CAP. 1)

Transições a partir do Emprego (com controles) – classificação 1

E→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1 < x ≤ 12	-0.9629 (0.0026)	-0.8570 (0.002)	-0.9333 (0.002)	-0.9211 (0.0024)	-0.9078 (0.0022)	-0.8823 (0.0024)	-0.8011 (0.0025)	-0.8865 (0.0025)	-0.9102 (0.0027)
x > 12	-2.0781 (0.0026)	-1.8516 (0.002)	-2.0034 (0.002)	-1.9962 (0.0024)	-2.0270 (0.0023)	-1.8952 (0.0024)	-1.7604 (0.0026)	-2.0076 (0.0025)	-1.9647 (0.0028)
Estudo**									
8 ≤ x < 11	-0.1052 (0.0021)	-0.1139 (0.0015)	-0.0490 (0.0016)	-0.0832 (0.0019)	-0.0451 (0.0018)	-0.1030 (0.0019)	-0.0778 (0.002)	-0.0775 (0.002)	-0.0073 (0.0023)
x ≥ 11	-0.4878 (0.0019)	-0.4786 (0.0014)	-0.4265 (0.0014)	-0.4982 (0.0017)	-0.3909 (0.0015)	-0.3243 (0.0016)	-0.3694 (0.0017)	-0.3759 (0.0017)	-0.3021 (0.002)
idade	-0.0130 (0.0004)	-0.0477 (0.0003)	-0.0355 (0.0003)	-0.0407 (0.0003)	-0.0477 (0.0003)	-0.0419 (0.0003)	-0.0451 (0.0003)	-0.0432 (0.0003)	-0.0228 (0.0004)
idade ²	-0.0002 (0)	0.0003 (0)	0.0001 (0)	0.0001 (0)	0.0002 (0)	0.0001 (0)	0.0001 (0)	0.0001 (0)	-0.0002 (0)
sexo	0.1872 (0.0017)	0.0352 (0.0012)	0.0278 (0.0012)	-0.0864 (0.0014)	0.0185 (0.0013)	-0.0798 (0.0013)	-0.1481 (0.0014)	-0.0316 (0.0014)	-0.1126 (0.0015)
SAL	-0.9705 (0.0041)	-0.5489 (0.0029)	-0.4472 (0.003)	-0.6161 (0.0037)	-0.9933 (0.0032)	-1.1556 (0.0032)	-0.6770 (0.003)	-0.9421 (0.0031)	-0.8239 (0.0031)
BH	-0.4951 (0.0032)	-0.3045 (0.0025)	-0.1699 (0.0026)	0.0124 (0.003)	-0.5297 (0.0025)	-0.6877 (0.0025)	-0.6915 (0.0027)	-0.8760 (0.0027)	-0.8370 (0.0028)
RJ	-1.1347 (0.0031)	-1.1350 (0.0025)	-1.3485 (0.0028)	-1.2722 (0.0033)	-1.8128 (0.0029)	-2.2170 (0.0032)	-1.7546 (0.003)	-1.7972 (0.0029)	-1.9229 (0.0032)
SP	-0.5695 (0.0026)	-0.2183 (0.002)	-0.1682 (0.0022)	-0.0985 (0.0026)	-0.5346 (0.002)	-0.7753 (0.002)	-0.6721 (0.0022)	-0.9098 (0.0022)	-1.0399 (0.0023)
POA	-0.6476 (0.0035)	-0.4198 (0.0027)	-0.4159 (0.0029)	-0.1833 (0.0033)	-0.5904 (0.0028)	-0.8320 (0.0028)	-0.8457 (0.0031)	-1.0739 (0.0031)	-1.0866 (0.0033)
mês 02		-0.3845 (0.0029)	-0.1479 (0.0028)	0.0026 (0.0032)	-0.1148 (0.0032)	-0.0424 (0.0032)	-0.0372 (0.0033)	-0.0910 (0.0031)	-0.3421 (0.0035)
mês 03		-0.2508 (0.0028)	-0.0662 (0.0028)	-0.0446 (0.0032)	0.0285 (0.0032)	0.0446 (0.0032)	0.0592 (0.0032)	-0.1071 (0.0031)	-0.2716 (0.0035)
mês 04		-0.1780 (0.0028)	-0.0917 (0.0027)	-0.0020 (0.0032)	0.1312 (0.0031)	-0.0627 (0.0033)	0.0625 (0.0032)	-0.1580 (0.0031)	-0.2263 (0.0034)
mês 05	-0.0196 ✓ (0.0032)	-0.0368 ✓ (0.0027)	-0.1966 ✓ (0.0028)	-0.1136 ✓ (0.0032)	0.0598 ✓ (0.0031)	-0.0608 ✓ (0.0032)	0.0621 ✓ (0.0032)	-0.0691 ✓ (0.003)	-0.2817 ✓ (0.0035)
mês 06	-0.1699 ✓ (0.0033)	-0.1104 ✓ (0.0027)	-0.2356 ✓ (0.0028)	-0.1605 ✓ (0.0033)	0.1470 ✓ (0.0031)	0.0338 ✓ (0.0032)	0.0477 ✓ (0.0032)	-0.4721 ✓ (0.0034)	-0.4843 ✓ (0.0036)
mês 07	-0.1955 ✓ (0.0033)	-0.3514 ✓ (0.0029)	-0.2059 ✓ (0.0028)	-0.0418 ✓ (0.0032)	0.0288 ✓ (0.0031)	-0.0929 ✓ (0.0033)	-0.1029 ✓ (0.0033)	-0.3169 ✓ (0.0032)	-0.1947 ✓ (0.0034)
mês 08	-0.2239 ✓ (0.0033)	-0.1390 ✓ (0.0028)	-0.1708 ✓ (0.0028)	-0.2674 ✓ (0.0034)	-0.0212 ✓ (0.0031)	-0.0244 ✓ (0.0032)	-0.0243 ✓ (0.0033)	-0.2741 ✓ (0.0032)	-0.3983 ✓ (0.0036)
mês 09	-0.2406 ✓ (0.0033)	-0.1458 ✓ (0.0027)	-0.2482 ✓ (0.0028)	-0.1843 ✓ (0.0033)	-0.0683 ✓ (0.0031)	-0.0052 ✓ (0.0032)	-0.0969 ✓ (0.0033)	-0.3497 ✓ (0.0032)	-0.4808 ✓ (0.0036)
mês 10	-0.2252 ✓ (0.0033)	-0.0965 ✓ (0.0027)	-0.3287 ✓ (0.0029)	-0.3106 ✓ (0.0034)	0.1216 ✓ (0.003)	-0.1133 ✓ (0.0033)	-0.0944 ✓ (0.0033)	-0.2968 ✓ (0.0032)	-0.2249 ✓ (0.0034)
mês 11	-0.3117 ✓ (0.0034)	-0.3524 ✓ (0.0029)	-0.4322 ✓ (0.003)	-0.3741 ✓ (0.0034)	-0.1381 ✓ (0.0032)	-0.0815 ✓ (0.0032)	0.0222 ✓ (0.0032)	-0.4593 ✓ (0.0033)	-0.4928 ✓ (0.0036)
mês 12	-0.2141 ✓ (0.0033)	-0.5082 ✓ (0.003)	-0.7170 ✓ (0.0032)	-0.4375 ✓ (0.0035)	-0.2143 ✓ (0.0033)	-0.1923 ✓ (0.0033)	-0.2881 ✓ (0.0035)	-0.6082 ✓ (0.0035)	-0.5586 ✓ (0.0037)
cte	-0.9046 ✓ (0.0076)	-0.2856 ✓ (0.0055)	-0.5422 ✓ (0.0058)	-0.6752 ✓ (0.0069)	-0.2922 ✓ (0.0062)	-0.2297 ✓ (0.0066)	-0.3232 ✓ (0.0069)	0.0720 ✓ (0.0069)	-0.3698 ✓ (0.0077)

--- Continua na Próxima Página...

E→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.6794 (0.0021)	-0.6265 (0.0018)	-0.6219 (0.0018)	-0.6910 (0.002)	-0.6705 (0.0019)	-0.5994 (0.002)	-0.6660 (0.0019)	-0.6530 (0.002)	-0.5797 (0.0021)
x>12	-1.1429 (0.0021)	-1.0292 (0.0017)	-1.0811 (0.0017)	-1.1410 (0.0019)	-1.1401 (0.0019)	-1.0745 (0.0019)	-1.0964 (0.0019)	-1.1192 (0.002)	-1.0315 (0.002)
Estudo**									
8 ≤ x<11	-0.1684 (0.0013)	-0.2320 (0.0011)	-0.2605 (0.0011)	-0.1813 (0.0011)	-0.1869 (0.0011)	-0.2522 (0.0011)	-0.1922 (0.0011)	-0.2243 (0.0011)	-0.2300 (0.0011)
x ≥ 11	-0.7746 (0.0012)	-0.8952 (0.001)	-0.9571 (0.001)	-0.9284 (0.001)	-0.9651 (0.001)	-0.8734 (0.0009)	-0.9009 (0.0009)	-0.8773 (0.001)	-0.9397 (0.001)
idade	-0.1419 (0.0002)	-0.1688 (0.0001)	-0.1611 (0.0001)	-0.1568 (0.0001)	-0.1601 (0.0001)	-0.1649 (0.0001)	-0.1640 (0.0001)	-0.1670 (0.0001)	-0.1526 (0.0001)
idade ²	0.0018 (0)	0.0021 (0)	0.0020 (0)	0.0020 (0)	0.0020 (0)	0.0021 (0)	0.0021 (0)	0.0021 (0)	0.0019 (0)
sexo	-0.6310 (0.001)	-0.7192 (0.0008)	-0.6803 (0.0008)	-0.6665 (0.0008)	-0.6782 (0.0008)	-0.6881 (0.0008)	-0.7223 (0.0008)	-0.6773 (0.0008)	-0.7048 (0.0008)
SAL	-1.5534 (0.0027)	-1.1237 (0.0021)	-1.1414 (0.0022)	-1.1022 (0.0025)	-1.3118 (0.0021)	-1.6623 (0.002)	-1.4318 (0.0017)	-1.5830 (0.0018)	-1.6233 (0.0019)
BH	-0.6213 (0.0018)	-0.3925 (0.0015)	-0.3217 (0.0016)	0.1828 (0.0017)	-0.3667 (0.0015)	-0.7258 (0.0014)	-1.0081 (0.0014)	-1.0777 (0.0013)	-0.9694 (0.0013)
RJ	-1.6507 (0.0018)	-1.2850 (0.0015)	-1.6533 (0.0017)	-1.4920 (0.0019)	-1.8990 (0.0017)	-2.3756 (0.0017)	-2.6295 (0.0017)	-2.4596 (0.0016)	-2.2601 (0.0015)
SP	-0.9812 (0.0015)	-0.8247 (0.0013)	-0.6614 (0.0013)	-0.3297 (0.0015)	-0.7679 (0.0013)	-1.2069 (0.0012)	-1.3700 (0.0011)	-1.7574 (0.0012)	-1.6663 (0.0012)
POA	-0.8596 (0.002)	-0.4198 (0.0016)	-0.3602 (0.0017)	0.0843 (0.0018)	-0.4047 (0.0016)	-0.7729 (0.0015)	-1.1609 (0.0015)	-1.1536 (0.0015)	-1.0930 (0.0015)
mês 02		-0.2934 (0.0019)	-0.1134 (0.0019)	-0.0839 (0.0019)	-0.1214 (0.002)	-0.1269 (0.0019)	0.0999 (0.0019)	-0.0660 (0.0018)	-0.1980 (0.0019)
mês 03		-0.2284 (0.0019)	-0.1330 (0.002)	-0.3085 (0.002)	-0.0093 (0.002)	-0.1546 (0.002)	0.0509 (0.0019)	-0.1910 (0.0019)	-0.1531 (0.0019)
mês 04		-0.2823 (0.0019)	-0.1070 (0.0019)	-0.1719 (0.0019)	0.0405 (0.002)	-0.1339 (0.0019)	0.0502 (0.0019)	-0.2333 (0.0019)	-0.1959 (0.0019)
mês 05	0.1004 (0.002)	-0.2443 (0.0019)	-0.1757 (0.0019)	-0.2804 (0.002)	-0.0095 (0.002)	-0.1932 (0.002)	0.1186 (0.0018)	-0.2159 (0.0019)	-0.2506 (0.0019)
mês 06	-0.0043 (0.002)	-0.2389 (0.0019)	-0.1895 (0.002)	-0.2089 (0.0019)	0.1112 (0.0019)	-0.1457 (0.0019)	-0.0138 (0.0019)	-0.2496 (0.0019)	-0.2233 (0.0019)
mês 07	-0.0554 (0.002)	-0.3507 (0.0019)	-0.0741 (0.0019)	-0.1454 (0.0019)	0.0002 (0.0019)	-0.1389 (0.0019)	-0.0690 (0.0019)	-0.3656 (0.0019)	-0.2355 (0.0019)
mês 08	-0.0863 (0.002)	-0.3668 (0.0019)	-0.1418 (0.0019)	-0.2539 (0.002)	-0.0466 (0.002)	-0.1859 (0.002)	0.0953 (0.0018)	-0.2675 (0.0019)	-0.2775 (0.0019)
mês 09	-0.2788 (0.0021)	-0.3423 (0.0019)	-0.1629 (0.0019)	-0.2373 (0.002)	-0.1165 (0.002)	-0.0460 (0.0019)	-0.0692 (0.0019)	-0.3406 (0.0019)	-0.2507 (0.0019)
mês 10	-0.2826 (0.0021)	-0.2409 (0.0019)	-0.1207 (0.0019)	-0.3012 (0.002)	-0.0290 (0.0019)	-0.0924 (0.0019)	-0.1102 (0.0019)	-0.2436 (0.0019)	-0.2114 (0.0019)
mês 11	-0.2372 (0.0021)	-0.4283 (0.0019)	-0.2790 (0.002)	-0.3834 (0.002)	-0.0891 (0.002)	-0.0689 (0.0019)	-0.0245 (0.0019)	-0.3532 (0.0019)	-0.2084 (0.0019)
mês 12	-0.0914 (0.002)	-0.3847 (0.0019)	-0.2088 (0.0019)	-0.3321 (0.002)	-0.0098 (0.0019)	-0.0382 (0.0019)	-0.1166 (0.0019)	-0.4624 (0.0019)	-0.3154 (0.0019)
cte	2.0122 (0.004)	2.5318 (0.0034)	2.2058 (0.0035)	1.8412 (0.0037)	2.1927 (0.0036)	2.6466 (0.0036)	2.8140 (0.0035)	3.2115 (0.0037)	2.7378 (0.0037)
Nº Obs	1.09E+08	1.53E+08	1.60E+08	1.66E+08	1.68E+08	1.73E+08	1.77E+08	1.78E+08	1.84E+08
Pseudo R ²	0.0851	0.0876	0.0952	0.0980	0.1035	0.1082	0.1087	0.1118	0.1083

(*) Meses na condição de origem. (**) Anos de estudo. Desvio padrão das estimativas entre parênteses.

Transições a partir do Desemprego (com controles) – classificação 1

U→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.4713 (0.0031)	-0.5538 (0.0022)	-0.4269 (0.0023)	-0.5119 (0.0026)	-0.3792 (0.0026)	-0.4241 (0.0026)	-0.3380 (0.0027)	-0.3531 (0.0027)	-0.4806 (0.0029)
x>12	-0.7934 (0.0031)	-0.8110 (0.0022)	-0.7253 (0.0023)	-0.8725 (0.0026)	-0.6487 (0.0026)	-0.6414 (0.0026)	-0.6066 (0.0027)	-0.5501 (0.0027)	-0.7512 (0.003)
Estudo**									
8 ≤ x<11	-0.1902 (0.0021)	-0.2506 (0.0017)	-0.2042 (0.0017)	-0.2492 (0.002)	-0.1524 (0.0019)	-0.1988 (0.002)	-0.1582 (0.0022)	-0.1973 (0.0022)	-0.1077 (0.0025)
x ≥ 11	-0.2643 (0.0019)	-0.2390 (0.0014)	-0.2275 (0.0015)	-0.3159 (0.0017)	-0.2762 (0.0017)	-0.2089 (0.0017)	-0.2147 (0.0019)	-0.3087 (0.0019)	-0.2282 (0.0021)
idade	0.0654 ▴ (0.0004)	0.0494 ▴ (0.0003)	0.0628 ▴ (0.0003)	0.0695 ▴ (0.0004)	0.0738 ▴ (0.0004)	0.0614 ▴ (0.0004)	0.0757 ▴ (0.0004)	0.0677 ▴ (0.0004)	0.0694 ▴ (0.0004)
idade ²	-0.0008 ▴ (0)	-0.0005 ▴ (0)	-0.0007 ▴ (0)	-0.0008 ▴ (0)	-0.0009 ▴ (0)	-0.0007 ▴ (0)	-0.0009 ▴ (0)	-0.0009 ▴ (0)	-0.0009 ▴ (0)
sexo	0.5144 ▴ (0.0017)	0.4793 ▴ (0.0013)	0.4680 ▴ (0.0013)	0.3950 ▴ (0.0015)	0.3734 ▴ (0.0014)	0.4011 ▴ (0.0014)	0.4333 ▴ (0.0015)	0.4382 ▴ (0.0015)	0.3753 ▴ (0.0016)
SAL	-1.4188 ▴ (0.0041)	-1.1992 ▴ (0.0031)	-1.1578 ▴ (0.0033)	-1.0283 ▴ (0.0038)	-1.2525 ▴ (0.0032)	-1.6961 ▴ (0.0033)	-1.6173 ▴ (0.0036)	-1.5521 ▴ (0.0035)	-1.8011 ▴ (0.0036)
BH	-0.2977 ▴ (0.0036)	0.1179 ▴ (0.0029)	0.1427 ▴ (0.003)	0.8468 ▴ (0.0033)	0.4049 ▴ (0.0028)	0.0565 ▴ (0.003)	-0.3339 ▴ (0.0034)	-0.3524 ▴ (0.0034)	-0.2806 ▴ (0.0035)
RJ	-1.2966 ▴ (0.0033)	-0.9754 ▴ (0.0027)	-1.2896 ▴ (0.0029)	-0.7838 ▴ (0.0033)	-1.4064 ▴ (0.0028)	-2.0436 ▴ (0.0032)	-2.1492 ▴ (0.0033)	-1.9661 ▴ (0.0033)	-2.0331 ▴ (0.0034)
SP	-0.9139 ▴ (0.0029)	-0.4080 ▴ (0.0023)	-0.3736 ▴ (0.0025)	0.1692 ▴ (0.0028)	-0.3912 ▴ (0.0023)	-0.7908 ▴ (0.0024)	-1.0207 ▴ (0.0028)	-1.2708 ▴ (0.0028)	-1.3704 ▴ (0.0029)
POA	-0.1872 ▴ (0.0038)	0.0752 ▴ (0.0031)	0.0955 ▴ (0.0032)	0.6230 ▴ (0.0036)	0.0812 ▴ (0.0031)	-0.2412 ▴ (0.0033)	-0.5692 ▴ (0.0038)	-0.5731 ▴ (0.0038)	-0.5364 ▴ (0.004)
mês 02		-0.1901 ▴ (0.0032)	-0.0426 ▴ (0.0032)	-0.0381 ▴ (0.0035)	-0.0545 ▴ (0.0037)	-0.0923 ▴ (0.0036)	0.1909 ▴ (0.0037)	0.1223 ▴ (0.0038)	-0.0489 ▴ (0.0039)
mês 03		-0.3437 ▴ (0.0033)	-0.0137 ▴ (0.0031)	-0.0198 ▴ (0.0035)	0.0221 ▴ (0.0036)	-0.0408 ▴ (0.0035)	0.2427 ▴ (0.0037)	0.0678 ▴ (0.0037)	-0.0682 ▴ (0.0038)
mês 04		-0.4076 ▴ (0.0033)	-0.0405 ▴ (0.0031)	-0.0209 ▴ (0.0035)	0.0736 ▴ (0.0035)	-0.1787 ▴ (0.0036)	0.2895 ▴ (0.0037)	-0.0433 ▴ (0.0037)	-0.0674 ▴ (0.0038)
mês 05	0.0893 ▴ (0.0032)	-0.2098 ▴ (0.0031)	-0.0638 ▴ (0.0031)	0.0596 ▴ (0.0035)	-0.0376 ▴ (0.0036)	-0.1388 ▴ (0.0035)	0.4594 ▴ (0.0036)	0.0757 ▴ (0.0037)	-0.0745 ▴ (0.0039)
mês 06	-0.1928 ▴ (0.0034)	-0.3037 ▴ (0.0031)	-0.1247 ▴ (0.0032)	-0.0540 ▴ (0.0036)	0.2726 ▴ (0.0035)	0.0767 ▴ (0.0035)	0.2403 ▴ (0.0038)	0.0262 ▴ (0.0037)	-0.0643 ▴ (0.0038)
mês 07	-0.2963 ▴ (0.0035)	-0.5234 ▴ (0.0032)	0.0451 ▴ (0.0032)	0.1188 ▴ (0.0036)	0.0057 ▴ (0.0035)	-0.0800 ▴ (0.0036)	0.1604 ▴ (0.0038)	-0.1046 ▴ (0.0038)	0.0599 ▴ (0.0039)
mês 08	-0.1513 ▴ (0.0033)	-0.2242 ▴ (0.0031)	0.0183 ▴ (0.0032)	0.0359 ▴ (0.0037)	0.1275 ▴ (0.0034)	0.0634 ▴ (0.0035)	0.4213 ▴ (0.0037)	0.1112 ▴ (0.0037)	0.1201 ▴ (0.0038)
mês 09	-0.1147 ▴ (0.0033)	-0.2948 ▴ (0.0031)	0.0628 ▴ (0.0031)	0.0192 ▴ (0.0036)	0.1615 ▴ (0.0034)	0.2930 ▴ (0.0035)	0.0936 ▴ (0.0037)	0.0011 ▴ (0.0037)	0.0805 ▴ (0.0039)
mês 10	-0.1610 ▴ (0.0034)	-0.2352 ▴ (0.0031)	0.0174 ▴ (0.0032)	-0.1476 ▴ (0.0036)	0.0021 ▴ (0.0035)	0.0638 ▴ (0.0036)	0.1718 ▴ (0.0038)	0.1466 ▴ (0.0037)	0.3285 ▴ (0.0039)
mês 11	-0.0375 ▴ (0.0033)	-0.3287 ▴ (0.0031)	-0.0756 ▴ (0.0033)	-0.0965 ▴ (0.0036)	-0.0488 ▴ (0.0036)	0.2388 ▴ (0.0036)	0.3244 ▴ (0.0037)	0.0862 ▴ (0.0038)	0.1366 ▴ (0.004)
mês 12	-0.1263 ▴ (0.0034)	-0.1332 ▴ (0.0031)	-0.0540 ▴ (0.0033)	0.0729 ▴ (0.0036)	0.1495 ▴ (0.0036)	0.1681 ▴ (0.0037)	0.1058 ▴ (0.0038)	-0.0435 ▴ (0.0039)	0.0251 ▴ (0.0041)
cte	-1.1242 ▴ (0.0084)	-0.8751 ▴ (0.0066)	-1.4508 ▴ (0.0068)	-1.9352 ▴ (0.0078)	-1.6936 ▴ (0.0074)	-1.1004 ▴ (0.0077)	-1.1567 ▴ (0.0081)	-0.7725 ▴ (0.0081)	-0.5533 ▴ (0.0087)

--- Continua na Próxima Página...

U→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.1107 (0.0032)	-0.1423 (0.0024)	-0.0804 (0.0025)	0.0265 (0.0028)	-0.0809 (0.0027)	-0.1314 (0.0027)	-0.0366 (0.0029)	-0.0522 (0.0027)	-0.0522 (0.0031)
x>12	0.2903 (0.0031)	0.2863 (0.0023)	0.2883 (0.0024)	0.4256 (0.0027)	0.3245 (0.0026)	0.3185 (0.0026)	0.3896 (0.0028)	0.3589 (0.0027)	0.3058 (0.003)
Estudo**									
8 ≤ x<11	-0.0518 (0.0016)	-0.1580 (0.0014)	-0.1146 (0.0014)	-0.0909 (0.0015)	-0.1307 (0.0015)	-0.1411 (0.0016)	-0.1710 (0.0018)	-0.0428 (0.0018)	-0.0556 (0.002)
x ≥ 11	-0.3101 (0.0015)	-0.4426 (0.0013)	-0.4727 (0.0013)	-0.4641 (0.0014)	-0.4119 (0.0014)	-0.3606 (0.0014)	-0.3809 (0.0016)	-0.3114 (0.0016)	-0.3235 (0.0017)
idade	-0.0878 (0.0003)	-0.1045 (0.0002)	-0.0809 (0.0003)	-0.0594 (0.0003)	-0.0661 (0.0003)	-0.0829 (0.0003)	-0.0655 (0.0003)	-0.0657 (0.0003)	-0.0688 (0.0003)
idade ²	0.0012 (0)	0.0015 (0)	0.0012 (0)	0.0009 (0)	0.0010 (0)	0.0012 (0)	0.0010 (0)	0.0010 (0)	0.0009 (0)
sexo	-0.3614 (0.0013)	-0.3402 (0.0011)	-0.3445 (0.0011)	-0.3052 (0.0011)	-0.3102 (0.0011)	-0.2420 (0.0012)	-0.2342 (0.0013)	-0.2626 (0.0012)	-0.2528 (0.0013)
SAL	-0.9541 (0.003)	-0.9608 (0.0024)	-1.2230 (0.0024)	-1.3159 (0.0024)	-0.9488 (0.0024)	-1.5074 (0.0026)	-1.4656 (0.0029)	-1.4321 (0.0029)	-1.7209 (0.003)
BH	-0.2166 (0.003)	0.0006 (0.0024)	-0.2579 (0.0024)	0.0585 (0.0025)	0.1106 (0.0024)	-0.3712 (0.0027)	-0.6639 (0.0031)	-0.6747 (0.003)	-0.6431 (0.0032)
RJ	-1.0329 (0.0026)	-0.7861 (0.0021)	-1.4068 (0.0022)	-1.2206 (0.0022)	-1.1866 (0.0021)	-1.6664 (0.0024)	-1.9424 (0.0027)	-1.6353 (0.0026)	-1.5851 (0.0027)
SP	-0.8814 (0.0024)	-0.7327 (0.0019)	-0.8082 (0.002)	-0.5054 (0.0019)	-0.4090 (0.0018)	-0.8909 (0.0021)	-1.2022 (0.0025)	-1.5247 (0.0024)	-1.2802 (0.0025)
POA	-0.4143 (0.0033)	-0.1980 (0.0027)	-0.4149 (0.0028)	-0.3448 (0.0028)	-0.2544 (0.0027)	-0.6067 (0.0029)	-0.8683 (0.0034)	-0.7972 (0.0034)	-0.8267 (0.0036)
mês 02		-0.2397 (0.0027)	-0.2547 (0.0026)	-0.1791 (0.0026)	-0.1135 (0.0028)	-0.1586 (0.0028)	-0.0822 (0.0029)	0.0400 (0.0029)	-0.0734 (0.003)
mês 03		-0.3084 (0.0027)	-0.3076 (0.0025)	-0.2480 (0.0026)	-0.0626 (0.0028)	-0.2861 (0.0028)	-0.1257 (0.0029)	-0.3429 (0.003)	-0.1833 (0.003)
mês 04		-0.3493 (0.0027)	-0.3218 (0.0025)	-0.2322 (0.0026)	-0.0947 (0.0027)	-0.3617 (0.0028)	-0.1210 (0.0029)	-0.2247 (0.0029)	-0.1720 (0.003)
mês 05	0.0557 (0.0026)	-0.4028 (0.0026)	-0.3284 (0.0025)	-0.2257 (0.0026)	-0.0767 (0.0027)	-0.2924 (0.0028)	0.1179 (0.0029)	-0.2225 (0.003)	-0.1897 (0.003)
mês 06	0.1096 (0.0026)	-0.3654 (0.0026)	-0.3024 (0.0025)	-0.1085 (0.0026)	-0.1203 (0.0028)	-0.1012 (0.0027)	-0.0502 (0.003)	-0.1824 (0.0029)	-0.1689 (0.003)
mês 07	-0.0639 (0.0026)	-0.4208 (0.0026)	-0.1344 (0.0025)	-0.0735 (0.0027)	-0.2230 (0.0028)	-0.2060 (0.0028)	-0.0438 (0.0029)	-0.2874 (0.003)	-0.0982 (0.0031)
mês 08	-0.1082 (0.0026)	-0.4501 (0.0027)	-0.1693 (0.0026)	-0.1096 (0.0027)	-0.2635 (0.0027)	-0.3028 (0.0029)	0.0751 (0.0029)	-0.3140 (0.003)	-0.0848 (0.0031)
mês 09	-0.1500 (0.0026)	-0.4874 (0.0026)	-0.2855 (0.0026)	-0.3204 (0.0028)	-0.1913 (0.0027)	-0.1051 (0.0028)	-0.6238 (0.0032)	-0.2927 (0.003)	-0.0809 (0.0031)
mês 10	-0.0675 (0.0026)	-0.4137 (0.0026)	-0.3192 (0.0026)	-0.2777 (0.0027)	-0.2036 (0.0027)	-0.1698 (0.0028)	-0.1089 (0.003)	-0.1527 (0.003)	0.1035 (0.0031)
mês 11	-0.0384 (0.0026)	-0.5251 (0.0026)	-0.2817 (0.0026)	-0.2658 (0.0027)	-0.2589 (0.0028)	-0.0713 (0.0029)	-0.1572 (0.003)	-0.1615 (0.0031)	0.0193 (0.0032)
mês 12	0.1334 (0.0025)	-0.2492 (0.0026)	-0.0683 (0.0025)	0.0880 (0.0026)	0.0530 (0.0028)	0.1319 (0.0028)	0.0634 (0.0029)	-0.1333 (0.003)	0.0428 (0.0032)
cte	1.5251 (0.0064)	2.0444 (0.0054)	1.7184 (0.0055)	1.0566 (0.0058)	1.1091 (0.0057)	1.7676 (0.0061)	1.7921 (0.0065)	1.9124 (0.0065)	1.9398 (0.0068)
Nº Obs	1.47E+07	2.18E+07	2.12E+07	1.85E+07	1.88E+07	1.82E+07	1.55E+07	1.59E+07	1.37E+07
Pseudo R ²	0.0463	0.0504	0.0552	0.0610	0.0544	0.0643	0.0635	0.0549	0.0575

(*) Meses na condição de origem. (**) Anos de estudo. Desvio padrão das estimativas entre parênteses.

Transições a partir da Inatividade (com controles) – classificação 1

O→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.6014 (0.0032)	-0.6767 (0.0025)	-0.6406 (0.0026)	-0.5784 (0.0027)	-0.5632 (0.0026)	-0.5534 (0.0026)	-0.5596 (0.0025)	-0.5469 (0.0025)	-0.3904 (0.0026)
x>12	-1.5886 (0.003)	-1.6393 (0.0023)	-1.6982 (0.0023)	-1.6736 (0.0025)	-1.5860 (0.0024)	-1.5861 (0.0024)	-1.5558 (0.0023)	-1.5772 (0.0023)	-1.3719 (0.0024)
Estudo**									
8 ≤ x<11	0.2613 (0.0013)	0.3025 (0.001)	0.2784 (0.0011)	0.3622 (0.0011)	0.3191 (0.0011)	0.3428 (0.0011)	0.4133 (0.001)	0.3516 (0.0011)	0.3705 (0.0011)
x ≥ 11	0.5019 (0.0012)	0.4219 (0.001)	0.4242 (0.001)	0.4757 (0.001)	0.5183 (0.001)	0.5512 (0.001)	0.6247 (0.0009)	0.4976 (0.001)	0.5149 (0.001)
idade	0.1883 (0.0002)	0.1833 (0.0001)	0.1808 (0.0001)	0.1863 (0.0001)	0.1778 (0.0001)	0.1828 (0.0001)	0.1846 (0.0001)	0.1901 (0.0001)	0.1919 (0.0001)
idade ²	-0.0023 (0)	-0.0022 (0)	-0.0022 (0)	-0.0023 (0)	-0.0022 (0)	-0.0022 (0)	-0.0023 (0)	-0.0023 (0)	-0.0023 (0)
sexo	0.8179 (0.001)	0.7243 (0.0008)	0.6894 (0.0009)	0.6291 (0.0009)	0.6176 (0.0009)	0.6061 (0.0009)	0.6057 (0.0008)	0.5973 (0.0009)	0.5784 (0.0009)
SAL	-1.0595 (0.0025)	-0.8747 (0.0021)	-0.8499 (0.0021)	-0.7145 (0.0024)	-1.0845 (0.0021)	-1.1640 (0.0021)	-1.0099 (0.0018)	-1.1481 (0.0018)	-1.2481 (0.0019)
BH	-0.2111 (0.0018)	-0.0241 (0.0015)	0.0575 (0.0016)	0.5694 (0.0017)	0.0507 (0.0015)	-0.0613 (0.0014)	-0.1727 (0.0014)	-0.3392 (0.0014)	-0.2697 (0.0014)
RJ	-1.2864 (0.0018)	-0.8258 (0.0015)	-1.0826 (0.0016)	-0.9975 (0.0018)	-1.4955 (0.0016)	-1.8208 (0.0017)	-1.8235 (0.0016)	-1.8498 (0.0015)	-1.9082 (0.0015)
SP	-0.5097 (0.0015)	-0.3083 (0.0013)	-0.1853 (0.0013)	0.1731 (0.0015)	-0.3880 (0.0013)	-0.5846 (0.0012)	-0.5685 (0.0011)	-1.0289 (0.0012)	-1.0894 (0.0012)
POA	-0.3458 (0.002)	-0.0615 (0.0017)	0.0315 (0.0017)	0.4648 (0.0018)	-0.1341 (0.0016)	-0.2395 (0.0016)	-0.4465 (0.0016)	-0.5748 (0.0016)	-0.6016 (0.0016)
mês 02		-0.4024 (0.0018)	0.0720 (0.002)	0.0791 (0.0021)	0.0727 (0.0021)	0.0637 (0.002)	0.2471 (0.0019)	-0.0238 (0.002)	0.1001 (0.002)
mês 03		-0.3758 (0.0018)	0.1743 (0.002)	0.1052 (0.0021)	0.1617 (0.002)	0.0847 (0.002)	0.1814 (0.002)	0.0475 (0.002)	0.1349 (0.002)
mês 04		-0.3641 (0.0018)	0.2050 (0.002)	0.0712 (0.0021)	0.1576 (0.002)	0.0616 (0.002)	0.2847 (0.0019)	-0.0580 (0.002)	0.1229 (0.002)
mês 05	-0.0716 ✓ (0.002)	-0.3168 ✓ (0.0018)	0.1441 ✓ (0.002)	0.0843 ✓ (0.0021)	0.1650 ✓ (0.002)	-0.0108 ✓ (0.0021)	0.2211 ✓ (0.002)	-0.0066 ✓ (0.002)	0.1130 ✓ (0.002)
mês 06	-0.0760 ✓ (0.002)	-0.3642 ✓ (0.0018)	0.0278 ✓ (0.0021)	-0.0362 ✓ (0.0021)	0.3666 ✓ (0.002)	0.1234 ✓ (0.002)	0.2649 ✓ (0.0019)	-0.1417 ✓ (0.002)	0.0590 ✓ (0.0021)
mês 07	-0.1455 ✓ (0.002)	-0.5542 ✓ (0.0019)	0.1975 ✓ (0.002)	0.0549 ✓ (0.0021)	0.2702 ✓ (0.002)	0.0823 ✓ (0.002)	0.1008 ✓ (0.002)	-0.1295 ✓ (0.002)	0.1003 ✓ (0.002)
mês 08	-0.1185 ✓ (0.002)	-0.3202 ✓ (0.0018)	0.1645 ✓ (0.002)	0.0784 ✓ (0.0021)	0.2618 ✓ (0.002)	0.1441 ✓ (0.002)	0.2219 ✓ (0.002)	-0.0579 ✓ (0.002)	0.1416 ✓ (0.002)
mês 09	-0.1703 ✓ (0.002)	-0.3896 ✓ (0.0018)	0.1617 ✓ (0.002)	0.1261 ✓ (0.002)	0.2355 ✓ (0.002)	0.1766 ✓ (0.002)	0.1963 ✓ (0.002)	-0.1245 ✓ (0.002)	0.0092 ✓ (0.0021)
mês 10	-0.2136 ✓ (0.0021)	-0.4050 ✓ (0.0019)	0.0816 ✓ (0.002)	-0.0301 ✓ (0.0021)	0.1776 ✓ (0.002)	0.1414 ✓ (0.002)	0.1911 ✓ (0.002)	-0.0646 ✓ (0.002)	0.1629 ✓ (0.002)
mês 11	-0.2000 ✓ (0.0021)	-0.3782 ✓ (0.0018)	0.0970 ✓ (0.002)	0.0241 ✓ (0.0021)	0.1137 ✓ (0.0021)	0.2249 ✓ (0.002)	0.1359 ✓ (0.002)	-0.0506 ✓ (0.002)	0.0193 ✓ (0.0021)
mês 12	-0.2721 ✓ (0.0021)	-0.4900 ✓ (0.0019)	-0.0509 ✓ (0.0021)	-0.0484 ✓ (0.0021)	0.1521 ✓ (0.002)	0.0428 ✓ (0.0021)	-0.0142 ✓ (0.002)	-0.1676 ✓ (0.002)	-0.0193 ✓ (0.0021)
cte	-4.1443 ✓ (0.0045)	-3.7911 ✓ (0.0035)	-4.2618 ✓ (0.0037)	-4.7820 ✓ (0.004)	-4.2774 ✓ (0.0038)	-4.2007 ✓ (0.0037)	-4.2451 ✓ (0.0036)	-3.9630 ✓ (0.0037)	-4.2788 ✓ (0.0038)

--- Continua na Próxima Página...

O→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.1488 (0.0034)	-0.2824 (0.0025)	-0.3762 (0.0026)	-0.3083 (0.0029)	-0.3245 (0.0027)	-0.3816 (0.0027)	-0.2436 (0.0028)	-0.3000 (0.0026)	-0.2530 (0.0028)
x>12	-1.4687 (0.0032)	-1.6625 (0.0023)	-1.7000 (0.0024)	-1.6448 (0.0027)	-1.6419 (0.0026)	-1.6650 (0.0026)	-1.5301 (0.0027)	-1.7044 (0.0025)	-1.6110 (0.0027)
Estudo**									
8 ≤ x<11	0.5152 (0.0013)	0.6223 (0.0011)	0.7229 (0.0011)	0.7059 (0.0012)	0.7039 (0.0012)	0.7871 (0.0013)	0.7472 (0.0014)	0.7417 (0.0014)	0.7730 (0.0015)
x ≥ 11	0.7051 (0.0013)	0.8273 (0.001)	0.9081 (0.0011)	0.9532 (0.0011)	0.9923 (0.0012)	1.0465 (0.0012)	1.1476 (0.0013)	1.1205 (0.0013)	1.1633 (0.0014)
idade	0.2634 (0.0002)	0.2348 (0.0002)	0.2447 (0.0002)	0.2549 (0.0002)	0.2499 (0.0002)	0.2595 (0.0002)	0.2398 (0.0002)	0.2453 (0.0002)	0.2376 (0.0002)
idade ²	-0.0040 (0)	-0.0036 (0)	-0.0038 (0)	-0.0039 (0)	-0.0039 (0)	-0.0040 (0)	-0.0037 (0)	-0.0037 (0)	-0.0036 (0)
sexo	0.6869 (0.0011)	0.5237 (0.0009)	0.4393 (0.001)	0.4794 (0.001)	0.5075 (0.001)	0.4496 (0.001)	0.4063 (0.0011)	0.4384 (0.0011)	0.3653 (0.0011)
SAL	-0.1119 (0.0024)	-0.1624 (0.002)	-0.1496 (0.002)	-0.3795 (0.002)	-0.6611 (0.002)	-0.3550 (0.0021)	-0.2497 (0.0021)	-0.3631 (0.0021)	-0.3739 (0.0021)
BH	-0.0012 (0.0022)	-0.0677 (0.0018)	-0.0011 (0.0018)	-0.1491 (0.0018)	-0.3211 (0.0018)	-0.2620 (0.0019)	-0.1822 (0.002)	-0.4135 (0.002)	-0.3739 (0.0021)
RJ	-0.6062 (0.0021)	-0.6953 (0.0017)	-0.8612 (0.0018)	-1.0482 (0.0017)	-1.3220 (0.0018)	-1.2421 (0.0019)	-0.9700 (0.0019)	-1.1357 (0.0019)	-1.0591 (0.0019)
SP	0.0459 (0.0018)	0.1024 (0.0015)	0.0869 (0.0015)	-0.2168 (0.0014)	-0.2991 (0.0014)	-0.1299 (0.0015)	-0.0611 (0.0016)	-0.2794 (0.0016)	-0.4568 (0.0016)
POA	-0.1778 (0.0025)	-0.1343 (0.002)	-0.1760 (0.002)	-0.4700 (0.0021)	-0.6234 (0.0021)	-0.3854 (0.0022)	-0.3288 (0.0023)	-0.5774 (0.0023)	-0.6921 (0.0025)
mês 02		-0.0710 (0.002)	0.0291 (0.0021)	0.1217 (0.0022)	0.1788 (0.0022)	0.0951 (0.0022)	0.1809 (0.0023)	-0.0209 (0.0023)	0.0713 (0.0025)
mês 03		-0.1106 (0.002)	0.1583 (0.002)	0.0266 (0.0022)	0.1883 (0.0022)	0.0487 (0.0023)	0.1361 (0.0023)	0.0585 (0.0023)	0.1553 (0.0025)
mês 04		-0.0715 (0.002)	0.1014 (0.0021)	0.0522 (0.0022)	0.1196 (0.0022)	-0.0595 (0.0023)	0.1760 (0.0023)	-0.0351 (0.0023)	0.0311 (0.0025)
mês 05	-0.1137 (0.0022)	-0.0752 (0.002)	-0.0306 (0.0021)	-0.0456 (0.0023)	0.0747 (0.0022)	0.0121 (0.0023)	0.0901 (0.0024)	-0.0246 (0.0023)	0.1071 (0.0025)
mês 06	-0.1229 (0.0022)	-0.0706 (0.002)	-0.1066 (0.0022)	-0.0440 (0.0023)	0.2210 (0.0022)	0.0397 (0.0023)	0.0541 (0.0024)	-0.1860 (0.0024)	0.0112 (0.0026)
mês 07	-0.0280 (0.0021)	-0.1825 (0.0021)	0.0281 (0.0021)	0.0802 (0.0022)	0.2456 (0.0022)	0.0006 (0.0023)	0.0946 (0.0024)	-0.2090 (0.0024)	0.0750 (0.0025)
mês 08	-0.0315 (0.0021)	-0.0687 (0.002)	0.0526 (0.0021)	-0.0121 (0.0022)	0.1900 (0.0022)	0.0952 (0.0023)	0.0708 (0.0024)	-0.1332 (0.0024)	0.1288 (0.0025)
mês 09	-0.2274 (0.0022)	-0.0589 (0.002)	-0.0866 (0.0021)	0.0313 (0.0022)	0.0816 (0.0023)	0.0381 (0.0023)	-0.0662 (0.0025)	-0.2382 (0.0024)	-0.0487 (0.0026)
mês 10	-0.1529 (0.0022)	-0.0220 (0.002)	-0.1874 (0.0022)	-0.0380 (0.0023)	0.0435 (0.0023)	-0.0378 (0.0023)	0.0632 (0.0024)	-0.1892 (0.0024)	-0.0010 (0.0026)
mês 11	-0.0959 (0.0022)	-0.1631 (0.0021)	-0.1134 (0.0022)	-0.0310 (0.0022)	0.0540 (0.0023)	-0.0563 (0.0023)	0.0446 (0.0024)	-0.1167 (0.0024)	-0.0841 (0.0026)
mês 12	-0.1948 (0.0022)	-0.2843 (0.0021)	-0.2977 (0.0022)	-0.3251 (0.0024)	-0.1749 (0.0024)	-0.3349 (0.0025)	-0.2323 (0.0026)	-0.3694 (0.0025)	-0.2571 (0.0027)
cte	-5.3386 (0.0053)	-4.5582 (0.0041)	-4.7944 (0.0043)	-4.9518 (0.0046)	-4.8881 (0.0045)	-5.0999 (0.0046)	-5.2337 (0.0048)	-4.9728 (0.0048)	-5.0824 (0.005)
Nº Obs	1.00E+08	1.33E+08	1.37E+08	1.42E+08	1.43E+08	1.46E+08	1.47E+08	1.49E+08	1.49E+08
Pseudo R ²	0.1382	0.1388	0.1489	0.1594	0.1600	0.1708	0.1656	0.1748	0.1715

(*) Meses na condição de origem. (**) Anos de estudo. Desvio padrão das estimativas entre parênteses.

Transições a partir do Emprego (sem controles) – classificação 1

E→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.3465 (0.0029)	-0.1685 (0.0028)	-0.0127 (0.0031)	-0.1269 (0.0032)	-0.0653 (0.0032)	-0.0587 (0.0033)	-0.1041 (0.003)	-0.3441 (0.0035)
mês 03		-0.2273 (0.0028)	-0.1075 (0.0027)	-0.0520 (0.0032)	-0.0004 (0.0031)	0.0296 (0.0031)	0.0443 (0.0032)	-0.1158 (0.003)	-0.2754 (0.0034)
mês 04		-0.1535 (0.0027)	-0.1187 (0.0027)	-0.0205 (0.0031)	0.0953 (0.003)	-0.0817 (0.0032)	0.0590 (0.0032)	-0.1682 (0.0031)	-0.2189 (0.0034)
mês 05	-0.0196 (0.0032)	-0.0385 (0.0026)	-0.2026 (0.0028)	-0.1307 (0.0032)	0.0547 (0.0031)	-0.0631 (0.0032)	0.0642 (0.0032)	-0.0967 (0.003)	-0.2725 (0.0034)
mês 06	-0.1663 (0.0033)	-0.1084 (0.0027)	-0.2328 (0.0028)	-0.1686 (0.0032)	0.1392 (0.003)	0.0095 (0.0031)	0.0490 (0.0032)	-0.4865 (0.0034)	-0.4583 (0.0036)
mês 07	-0.2159 (0.0033)	-0.3523 (0.0028)	-0.2168 (0.0028)	-0.0714 (0.0032)	0.0602 (0.0031)	-0.1029 (0.0032)	-0.0835 (0.0033)	-0.3362 (0.0032)	-0.1932 (0.0034)
mês 08	-0.2523 (0.0033)	-0.1449 (0.0027)	-0.1748 (0.0027)	-0.2804 (0.0033)	0.0002 (0.0031)	-0.0438 (0.0032)	-0.0175 (0.0033)	-0.2931 (0.0032)	-0.3809 (0.0035)
mês 09	-0.2688 (0.0033)	-0.1492 (0.0027)	-0.2607 (0.0028)	-0.1918 (0.0032)	-0.0455 (0.0031)	-0.0290 (0.0032)	-0.0624 (0.0033)	-0.3606 (0.0032)	-0.4485 (0.0036)
mês 10	-0.2332 (0.0032)	-0.0844 (0.0027)	-0.3338 (0.0028)	-0.3055 (0.0033)	0.1429 (0.003)	-0.1246 (0.0032)	-0.0586 (0.0033)	-0.2956 (0.0032)	-0.1782 (0.0033)
mês 11	-0.3514 (0.0033)	-0.3429 (0.0028)	-0.4424 (0.0029)	-0.3802 (0.0034)	-0.1168 (0.0032)	-0.0892 (0.0032)	0.0531 (0.0032)	-0.4527 (0.0033)	-0.4365 (0.0036)
mês 12	-0.2576 (0.0033)	-0.5017 (0.0029)	-0.7350 (0.0032)	-0.4549 (0.0035)	-0.2192 (0.0033)	-0.2089 (0.0033)	-0.2686 (0.0034)	-0.6041 (0.0034)	-0.5141 (0.0036)
cte	-3.9495 (0.0022)	-3.6351 (0.0019)	-3.7277 (0.0019)	-4.1249 (0.0022)	-4.1490 (0.0022)	-4.1894 (0.0022)	-4.2806 (0.0023)	-4.0814 (0.0021)	-4.2906 (0.0023)
E→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.2554 ↗(0.0019)	-0.1252 ↗(0.0019)	-0.0949 ↗(0.0019)	-0.1270 ↗(0.002)	-0.1490 ↗(0.0019)	0.0776 ↗(0.0018)	-0.0633 ↗(0.0017)	-0.2128 ↗(0.0019)
mês 03		-0.2087 ↗(0.0018)	-0.1517 ↗(0.0019)	-0.3179 ↗(0.002)	-0.0358 ↗(0.0019)	-0.1619 ↗(0.0019)	0.0389 ↗(0.0018)	-0.1912 ↗(0.0018)	-0.1601 ↗(0.0018)
mês 04		-0.2591 ↗(0.0018)	-0.1255 ↗(0.0019)	-0.1844 ↗(0.0019)	0.0201 ↗(0.0019)	-0.1388 ↗(0.0019)	0.0405 ↗(0.0018)	-0.2346 ↗(0.0018)	-0.1966 ↗(0.0019)
mês 05	-0.0196 (0.0019)	-0.2355 ↗(0.0018)	-0.1809 ↗(0.0019)	-0.2777 ↗(0.0019)	-0.0107 ↗(0.0019)	-0.1818 ↗(0.0019)	0.1082 ↗(0.0018)	-0.2383 ↗(0.0018)	-0.2467 ↗(0.0019)
mês 06	↗-0.0066 (0.002)	-0.2280 ↗(0.0018)	-0.1898 ↗(0.0019)	-0.1879 ↗(0.0019)	0.1014 ↗(0.0019)	-0.1580 ↗(0.0019)	-0.0103 ↗(0.0018)	-0.2593 ↗(0.0018)	-0.2153 ↗(0.0019)
mês 07	↗-0.0601 (0.002)	-0.3352 ↗(0.0019)	-0.0755 ↗(0.0019)	-0.1447 ↗(0.0019)	0.0259 ↗(0.0019)	-0.1404 ↗(0.0019)	-0.0374 ↗(0.0018)	-0.3623 ↗(0.0019)	-0.2283 ↗(0.0019)
mês 08	↗-0.0922 (0.002)	-0.3543 ↗(0.0019)	-0.1357 ↗(0.0019)	-0.2486 ↗(0.0019)	-0.0347 ↗(0.0019)	-0.1935 ↗(0.0019)	0.1106 ↗(0.0018)	-0.2611 ↗(0.0018)	-0.2645 ↗(0.0019)
mês 09	↗-0.2777 (0.0021)	-0.3337 ↗(0.0019)	-0.1643 ↗(0.0019)	-0.2376 ↗(0.0019)	-0.1030 ↗(0.0019)	-0.0520 ↗(0.0018)	-0.0376 ↗(0.0018)	-0.3290 ↗(0.0018)	-0.2400 ↗(0.0019)
mês 10	↗-0.2638 (0.0021)	-0.2317 ↗(0.0018)	-0.1253 ↗(0.0019)	-0.2932 ↗(0.0019)	-0.0138 ↗(0.0019)	-0.1021 ↗(0.0018)	-0.0889 ↗(0.0019)	-0.2253 ↗(0.0018)	-0.1875 ↗(0.0018)
mês 11	↗-0.2442 (0.002)	-0.4069 ↗(0.0019)	-0.2808 ↗(0.0019)	-0.3686 ↗(0.002)	-0.0719 ↗(0.0019)	-0.0809 ↗(0.0018)	-0.0027 ↗(0.0018)	-0.3210 ↗(0.0018)	-0.1800 ↗(0.0018)
mês 12	↗-0.1048 (0.002)	-0.3711 ↗(0.0019)	-0.2190 ↗(0.0019)	-0.3270 ↗(0.0019)	-0.0076 ↗(0.0019)	-0.0635 ↗(0.0018)	-0.0998 ↗(0.0019)	-0.4178 ↗(0.0019)	-0.2983 ↗(0.0019)
cte	↗-2.9976 (0.0014)	-2.7643 (0.0012)	-2.9699 (0.0013)	-3.0101 (0.0013)	-3.1371 (0.0013)	-3.0538 (0.0013)	-3.1115 (0.0013)	-2.9571 (0.0012)	-3.0638 (0.0012)
Nº Obs	1.09E+08	1.53E+08	1.60E+08	1.66E+08	1.68E+08	1.73E+08	1.77E+08	1.78E+08	1.84E+08
Pseudo R ²	0.0015	0.0015	0.0013	0.0014	0.0006	0.0004	0.0006	0.0018	0.0009

Transições a partir do Desemprego (sem controles) – classificação 1

U→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.1227 (0.0032)	-0.0150 (0.0031)	0.0629 (0.0034)	-0.0143 (0.0036)	-0.0508 (0.0035)	0.1754 (0.0036)	0.1363 (0.0037)	-0.0382 (0.0037)
mês 03		-0.3129 (0.0032)	-0.0078 (0.0031)	0.0376 (0.0034)	0.0448 (0.0035)	-0.0025 (0.0034)	0.2312 (0.0035)	0.1078 (0.0036)	-0.0388 (0.0037)
mês 04		-0.3480 (0.0032)	-0.0422 (0.003)	0.0652 (0.0034)	0.0838 (0.0034)	-0.1679 (0.0034)	0.2667 (0.0035)	-0.0284 (0.0036)	-0.0709 (0.0037)
mês 05	-0.0196 (0.0032)	-0.1942 (0.003)	-0.0925 (0.003)	0.1063 (0.0034)	0.0051 (0.0035)	-0.1211 (0.0034)	0.4076 (0.0035)	0.1066 (0.0036)	-0.0546 (0.0037)
mês 06	-0.1657 (0.0034)	-0.2784 (0.0031)	-0.1190 (0.0031)	-0.0057 (0.0035)	0.2626 (0.0034)	0.0500 (0.0034)	0.2378 (0.0036)	0.0552 (0.0036)	-0.0736 (0.0037)
mês 07	-0.2565 (0.0034)	-0.4955 (0.0031)	0.0581 (0.0031)	0.1640 (0.0035)	0.0450 (0.0034)	-0.0786 (0.0035)	0.1607 (0.0037)	-0.0332 (0.0037)	0.0374 (0.0037)
mês 08	-0.1275 (0.0032)	-0.2206 (0.003)	0.0470 (0.0031)	0.0796 (0.0035)	0.1584 (0.0033)	0.0683 (0.0034)	0.3816 (0.0035)	0.1510 (0.0036)	0.1333 (0.0037)
mês 09	-0.1049 (0.0032)	-0.2914 (0.003)	0.0661 (0.0031)	0.0827 (0.0035)	0.1930 (0.0033)	0.2578 (0.0033)	0.0630 (0.0036)	0.0725 (0.0036)	0.0875 (0.0038)
mês 10	-0.1497 (0.0033)	-0.2364 (0.003)	0.0000 (0.0031)	-0.0900 (0.0035)	0.0320 (0.0034)	0.0404 (0.0035)	0.1387 (0.0037)	0.1912 (0.0036)	0.3256 (0.0037)
mês 11	-0.0288 (0.0032)	-0.3155 (0.003)	-0.0951 (0.0032)	-0.0589 (0.0035)	0.0247 (0.0035)	0.2242 (0.0034)	0.2998 (0.0036)	0.1056 (0.0037)	0.1743 (0.0038)
mês 12	-0.1099 (0.0033)	-0.1603 (0.0031)	-0.0872 (0.0032)	0.1017 (0.0035)	0.1697 (0.0035)	0.1236 (0.0035)	0.0799 (0.0037)	-0.0404 (0.0038)	0.0664 (0.0039)
cte	-1.3481 (0.0023)	-0.9366 (0.0023)	-1.2335 (0.0023)	-1.4382 (0.0025)	-1.3751 (0.0026)	-1.3218 (0.0025)	-1.3202 (0.0027)	-1.2615 (0.0027)	-1.2076 (0.0027)
U→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.2427 ↑ (0.0027)	-0.2342 ↑ (0.0025)	-0.1341 ↑ (0.0026)	-0.0856 ↑ (0.0027)	-0.1370 ↑ (0.0027)	-0.0764 ↑ (0.0028)	0.0280 ↑ (0.0028)	-0.1026 ↑ (0.0029)
mês 03		-0.2986 ↑ (0.0026)	-0.2908 ↑ (0.0025)	-0.2093 ↑ (0.0025)	-0.0380 ↑ (0.0027)	-0.2604 ↑ (0.0027)	-0.1030 ↑ (0.0028)	-0.3538 ↑ (0.0029)	-0.1801 ↑ (0.003)
mês 04		-0.3386 ↑ (0.0026)	-0.3232 ↑ (0.0024)	-0.2010 ↑ (0.0025)	-0.0861 ↑ (0.0026)	-0.3312 ↑ (0.0027)	-0.1189 ↑ (0.0028)	-0.2369 ↑ (0.0028)	-0.1661 ↑ (0.0029)
mês 05	-0.0196 (0.0025)	-0.3941 ↑ (0.0026)	-0.3279 ↑ (0.0024)	-0.2058 ↑ (0.0025)	-0.0600 ↑ (0.0026)	-0.2609 ↑ (0.0027)	0.0921 ↑ (0.0028)	-0.2267 ↑ (0.0029)	-0.1840 ↑ (0.003)
mês 06	0.0808 (0.0025)	-0.3599 ↑ (0.0025)	-0.2861 ↑ (0.0024)	-0.1015 ↑ (0.0026)	-0.1150 ↑ (0.0027)	-0.1207 ↑ (0.0026)	-0.0701 ↑ (0.0029)	-0.1805 ↑ (0.0029)	-0.1660 ↑ (0.0029)
mês 07	-0.0950 (0.0026)	-0.4102 ↑ (0.0025)	-0.1274 ↑ (0.0025)	-0.0586 ↑ (0.0026)	-0.2093 ↑ (0.0027)	-0.1936 ↑ (0.0027)	-0.0638 ↑ (0.0028)	-0.2640 ↑ (0.0029)	-0.1116 ↑ (0.003)
mês 08	-0.1286 (0.0025)	-0.4459 ↑ (0.0026)	-0.1579 ↑ (0.0025)	-0.1022 ↑ (0.0026)	-0.2422 ↑ (0.0027)	-0.2673 ↑ (0.0028)	0.0396 ↑ (0.0028)	-0.2966 ↑ (0.0029)	-0.0793 ↑ (0.003)
mês 09	-0.1687 (0.0025)	-0.4697 ↑ (0.0026)	-0.2763 ↑ (0.0025)	-0.2835 ↑ (0.0027)	-0.1718 ↑ (0.0026)	-0.0967 ↑ (0.0027)	-0.6377 ↑ (0.0031)	-0.2448 ↑ (0.0029)	-0.0852 ↑ (0.003)
mês 10	-0.0702 (0.0025)	-0.4068 ↑ (0.0025)	-0.3267 ↑ (0.0025)	-0.2427 ↑ (0.0026)	-0.1672 ↑ (0.0027)	-0.1517 ↑ (0.0027)	-0.1360 ↑ (0.0029)	-0.1272 ↑ (0.0029)	0.0949 ↑ (0.0031)
mês 11	-0.0508 (0.0025)	-0.4951 ↑ (0.0026)	-0.2947 ↑ (0.0025)	-0.2299 ↑ (0.0026)	-0.2049 ↑ (0.0027)	-0.0494 ↑ (0.0028)	-0.1853 ↑ (0.0029)	-0.1290 ↑ (0.003)	0.0123 ↑ (0.0031)
mês 12	0.0941 (0.0025)	-0.2338 ↑ (0.0025)	-0.0975 ↑ (0.0025)	0.1004 ↑ (0.0025)	0.0469 ↑ (0.0027)	0.1156 ↑ (0.0027)	0.0225 ↑ (0.0028)	-0.0851 ↑ (0.0029)	0.0493 ↑ (0.0031)
cte	-0.6881 (0.0018)	-0.3653 (0.0019)	-0.4981 (0.0017)	-0.5285 (0.0018)	-0.5827 (0.0019)	-0.5854 (0.0019)	-0.4941 (0.002)	-0.4854 (0.0021)	-0.4922 (0.0021)
Nº Obs	1.47E+07	2.18E+07	2.12E+07	1.85E+07	1.88E+07	1.82E+07	1.55E+07	1.59E+07	1.37E+07
Pseudo R ²	0.0013	0.002	0.0013	0.0015	0.0013	0.0022	0.0035	0.0017	0.0013

Transições a partir da Inatividade (sem controles) – classificação 1

O→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.3761 (0.0018)	0.0770 (0.002)	0.0917 (0.002)	0.0684 (0.002)	0.0707 (0.002)	0.2309 (0.0019)	-0.0001 (0.0019)	0.1068 (0.0019)
mês 03		-0.3763 (0.0018)	0.1632 (0.0019)	0.1142 (0.002)	0.1273 (0.002)	0.0826 (0.002)	0.1655 (0.0019)	0.0681 (0.0019)	0.1340 (0.0019)
mês 04		-0.3667 (0.0018)	0.1737 (0.0019)	0.0494 (0.002)	0.1216 (0.002)	0.0543 (0.002)	0.2425 (0.0019)	-0.0516 (0.0019)	0.1211 (0.0019)
mês 05	-0.0196 (0.002)	-0.3438 (0.0017)	0.1366 (0.002)	0.0717 (0.002)	0.1375 (0.002)	-0.0217 (0.002)	0.1831 (0.0019)	0.0034 (0.0019)	0.0921 (0.002)
mês 06	-0.0346 (0.002)	-0.3905 (0.0018)	0.0198 (0.002)	-0.0341 (0.0021)	0.3133 (0.0019)	0.1047 (0.0019)	0.2385 (0.0019)	-0.1231 (0.002)	0.0354 (0.002)
mês 07	-0.0986 (0.002)	-0.5674 (0.0018)	0.2105 (0.0019)	0.0717 (0.002)	0.2327 (0.0019)	0.0712 (0.002)	0.0633 (0.0019)	-0.0983 (0.0019)	0.0845 (0.002)
mês 08	-0.0889 (0.002)	-0.3393 (0.0018)	0.1740 (0.0019)	0.0903 (0.002)	0.2207 (0.0019)	0.1158 (0.002)	0.1944 (0.0019)	-0.0500 (0.0019)	0.1102 (0.0019)
mês 09	-0.1285 (0.002)	-0.4053 (0.0018)	0.1800 (0.0019)	0.1268 (0.002)	0.1945 (0.002)	0.1360 (0.0019)	0.1736 (0.0019)	-0.1144 (0.0019)	0.0047 (0.002)
mês 10	-0.1924 (0.002)	-0.4406 (0.0018)	0.0844 (0.002)	-0.0400 (0.002)	0.1288 (0.002)	0.1018 (0.002)	0.1473 (0.0019)	-0.0744 (0.0019)	0.1415 (0.0019)
mês 11	-0.1832 (0.002)	-0.4048 (0.0018)	0.0852 (0.002)	0.0237 (0.002)	0.0825 (0.002)	0.1873 (0.0019)	0.0982 (0.0019)	-0.0637 (0.0019)	0.0165 (0.002)
mês 12	-0.2520 (0.002)	-0.5172 (0.0018)	-0.0530 (0.002)	-0.0456 (0.002)	0.1180 (0.002)	0.0277 (0.002)	-0.0367 (0.002)	-0.1697 (0.002)	-0.0241 (0.002)
cte	-2.8701 (0.0014)	-2.4328 (0.0012)	-2.9972 (0.0014)	-3.0578 (0.0014)	-3.0956 (0.0014)	-3.0552 (0.0014)	-3.0338 (0.0014)	-2.9606 (0.0013)	-3.0867 (0.0014)
O→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.0466 (0.0019)	0.0323 (0.002)	0.1343 (0.0021)	0.1582 (0.0021)	0.0954 (0.0021)	0.1484 (0.0022)	0.0118 (0.0022)	0.0837 (0.0024)
mês 03		-0.1095 (0.0019)	0.1370 (0.0019)	0.0413 (0.0021)	0.1347 (0.0021)	0.0371 (0.0021)	0.0964 (0.0022)	0.0803 (0.0022)	0.1467 (0.0024)
mês 04		-0.0879 (0.0019)	0.0535 (0.002)	0.0256 (0.0021)	0.0634 (0.0021)	-0.0788 (0.0022)	0.0899 (0.0022)	-0.0408 (0.0022)	0.0184 (0.0024)
mês 05	-0.0196 (0.0021)	-0.1264 (0.0019)	-0.0558 (0.002)	-0.0583 (0.0022)	0.0303 (0.0021)	-0.0233 (0.0022)	0.0101 (0.0023)	-0.0098 (0.0022)	0.0861 (0.0024)
mês 06	-0.0755 (0.0021)	-0.1111 (0.0019)	-0.1279 (0.0021)	-0.0318 (0.0022)	0.1420 (0.0021)	0.0078 (0.0022)	-0.0004 (0.0023)	-0.1754 (0.0023)	-0.0187 (0.0025)
mês 07	0.0174 (0.0021)	-0.2055 (0.002)	0.0349 (0.002)	0.1033 (0.0021)	0.1840 (0.0021)	-0.0215 (0.0022)	0.0066 (0.0023)	-0.1839 (0.0023)	0.0487 (0.0024)
mês 08	-0.0026 (0.0021)	-0.0900 (0.0019)	0.0606 (0.002)	0.0077 (0.0021)	0.1300 (0.0021)	0.0562 (0.0021)	0.0096 (0.0023)	-0.1376 (0.0023)	0.0707 (0.0024)
mês 09	-0.1852 (0.0021)	-0.0956 (0.0019)	-0.0702 (0.002)	0.0280 (0.0021)	0.0176 (0.0022)	-0.0348 (0.0022)	-0.1193 (0.0023)	-0.2371 (0.0023)	-0.0672 (0.0025)
mês 10	-0.1337 (0.0021)	-0.0812 (0.0019)	-0.1900 (0.0021)	-0.0473 (0.0022)	-0.0453 (0.0022)	-0.1100 (0.0022)	-0.0404 (0.0023)	-0.2130 (0.0023)	-0.0227 (0.0025)
mês 11	-0.0940 (0.0021)	-0.2204 (0.002)	-0.1545 (0.0021)	-0.0421 (0.0021)	-0.0229 (0.0022)	-0.1258 (0.0022)	-0.0382 (0.0023)	-0.1552 (0.0023)	-0.0768 (0.0025)
mês 12	-0.2077 (0.0021)	-0.3301 (0.002)	-0.3173 (0.0021)	-0.3232 (0.0023)	-0.2479 (0.0023)	-0.3573 (0.0024)	-0.2917 (0.0025)	-0.3829 (0.0024)	-0.2502 (0.0026)
cte	-2.9997 (0.0015)	-2.7867 (0.0014)	-2.9810 (0.0014)	-3.1569 (0.0015)	-3.2234 (0.0015)	-3.2164 (0.0015)	-3.3551 (0.0016)	-3.2731 (0.0016)	-3.5104 (0.0017)
Nº Obs	1.00E+08	1.33E+08	1.37E+08	1.42E+08	1.43E+08	1.46E+08	1.47E+08	1.49E+08	1.49E+08
Pseudo R ²	0.0007	0.0016	0.0012	0.0008	0.001	0.0008	0.001	0.001	0.0006

Transições a partir do Emprego (com controles) – classificação 2

E→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.9631 (0.0026)	-0.8564 (0.002)	-0.9330 (0.002)	-0.9206 (0.0024)	-0.9078 (0.0022)	-0.8811 (0.0024)	-0.8010 (0.0025)	-0.8863 (0.0025)	-0.9102 (0.0027)
x>12	-2.0775 (0.0026)	-1.8511 (0.002)	-2.0034 (0.002)	-1.9963 (0.0024)	-2.0270 (0.0023)	-1.8951 (0.0024)	-1.7602 (0.0026)	-2.0075 (0.0025)	-1.9647 (0.0028)
Estudo**									
8 ≤ x<11	-0.1060 (0.0021)	-0.1139 (0.0015)	-0.0492 (0.0016)	-0.0830 (0.0019)	-0.0451 (0.0018)	-0.1038 (0.0019)	-0.0782 (0.002)	-0.0768 (0.002)	-0.0073 (0.0023)
x ≥ 11	-0.4889 (0.0019)	-0.4777 (0.0014)	-0.4268 (0.0014)	-0.4980 (0.0017)	-0.3909 (0.0015)	-0.3258 (0.0016)	-0.3698 (0.0017)	-0.3756 (0.0017)	-0.3021 (0.002)
idade	-0.0135 (0.0004)	-0.0479 (0.0003)	-0.0354 (0.0003)	-0.0413 (0.0003)	-0.0477 (0.0003)	-0.0418 (0.0003)	-0.0451 (0.0003)	-0.0431 (0.0003)	-0.0228 (0.0004)
idade2	-0.0002 (0)	0.0003 (0)	0.0001 (0)	0.0001 (0)	0.0002 (0)	0.0001 (0)	0.0001 (0)	0.0001 (0)	-0.0002 (0)
sexo	0.1880 (0.0017)	0.0343 (0.0012)	0.0280 (0.0012)	-0.0865 (0.0014)	0.0185 (0.0013)	-0.0810 (0.0013)	-0.1479 (0.0014)	-0.0321 (0.0014)	-0.1126 (0.0015)
SAL	-0.9555 (0.0041)	-0.5468 (0.0029)	-0.4484 (0.003)	-0.6126 (0.0037)	-0.9933 (0.0032)	-1.1557 (0.0032)	-0.6754 (0.003)	-0.9407 (0.003)	-0.8239 (0.0031)
BH	-0.4939 (0.0032)	-0.3039 (0.0025)	-0.1711 (0.0026)	0.0123 (0.003)	-0.5297 (0.0025)	-0.6868 (0.0025)	-0.6915 (0.0027)	-0.8760 (0.0027)	-0.8370 (0.0028)
RJ	-1.1347 (0.0031)	-1.1333 (0.0025)	-1.3497 (0.0028)	-1.2724 (0.0033)	-1.8128 (0.0029)	-2.2169 (0.0032)	-1.7547 (0.003)	-1.7972 (0.0029)	-1.9229 (0.0032)
SP	-0.5694 (0.0026)	-0.2179 (0.002)	-0.1694 (0.0022)	-0.0986 (0.0026)	-0.5346 (0.002)	-0.7744 (0.002)	-0.6721 (0.0022)	-0.9098 (0.0022)	-1.0399 (0.0023)
POA	-0.6439 (0.0035)	-0.4199 (0.0027)	-0.4171 (0.0029)	-0.1834 (0.0033)	-0.5904 (0.0028)	-0.8321 (0.0028)	-0.8456 (0.0031)	-1.0725 (0.0031)	-1.0866 (0.0033)
mês 02		-0.3830 (0.0029)	-0.1479 (0.0028)	0.0026 (0.0032)	-0.1148 (0.0032)	-0.0440 (0.0032)	-0.0372 (0.0033)	-0.0908 (0.0031)	-0.3421 (0.0035)
mês 03		-0.2515 (0.0028)	-0.0662 (0.0028)	-0.0446 (0.0032)	0.0285 (0.0032)	0.0430 (0.0032)	0.0592 (0.0032)	-0.1082 (0.0031)	-0.2716 (0.0035)
mês 04		-0.1796 (0.0028)	-0.0905 (0.0027)	-0.0020 (0.0032)	0.1312 (0.0031)	-0.0644 (0.0032)	0.0625 (0.0032)	-0.1591 (0.0031)	-0.2263 (0.0034)
mês 05	-0.0171 (0.0032)	-0.0383 (0.0027)	-0.1966 (0.0028)	-0.1112 (0.0032)	0.0598 (0.0031)	-0.0625 (0.0032)	0.0621 (0.0032)	-0.0702 (0.003)	-0.2817 (0.0035)
mês 06	-0.1700 (0.0033)	-0.1119 (0.0027)	-0.2356 (0.0028)	-0.1605 (0.0033)	0.1470 (0.0031)	0.0363 (0.0032)	0.0477 (0.0032)	-0.4732 (0.0034)	-0.4843 (0.0036)
mês 07	-0.1955 (0.0033)	-0.3530 (0.0029)	-0.2059 (0.0028)	-0.0418 (0.0032)	0.0288 (0.0031)	-0.0946 (0.0033)	-0.1029 (0.0033)	-0.3180 (0.0032)	-0.1947 (0.0034)
mês 08	-0.2239 (0.0033)	-0.1406 (0.0028)	-0.1707 (0.0028)	-0.2674 (0.0034)	-0.0212 (0.0031)	-0.0261 (0.0032)	-0.0227 (0.0033)	-0.2751 (0.0032)	-0.3983 (0.0036)
mês 09	-0.2406 (0.0033)	-0.1474 (0.0027)	-0.2481 (0.0028)	-0.1843 (0.0033)	-0.0683 (0.0031)	-0.0069 (0.0032)	-0.0969 (0.0033)	-0.3508 (0.0032)	-0.4808 (0.0036)
mês 10	-0.2204 (0.0033)	-0.0958 (0.0027)	-0.3287 (0.0029)	-0.3106 (0.0034)	0.1216 (0.003)	-0.1150 (0.0033)	-0.0944 (0.0033)	-0.2979 (0.0032)	-0.2249 (0.0034)
mês 11	-0.3118 (0.0034)	-0.3540 (0.0029)	-0.4322 (0.003)	-0.3742 (0.0034)	-0.1381 (0.0032)	-0.0832 (0.0032)	0.0222 (0.0032)	-0.4604 (0.0033)	-0.4928 (0.0036)
mês 12	-0.2102 (0.0033)	-0.5098 (0.003)	-0.7170 (0.0032)	-0.4375 (0.0035)	-0.2143 (0.0033)	-0.1940 (0.0033)	-0.2881 (0.0035)	-0.6093 (0.0035)	-0.5586 (0.0037)
cte	-0.8983 (0.0076)	-0.2821 (0.0055)	-0.5418 (0.0058)	-0.6671 (0.0069)	-0.2922 (0.0062)	-0.2291 (0.0066)	-0.3228 (0.0069)	0.0712 (0.0069)	-0.3698 (0.0077)

--- Continua na Próxima Página...

E→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.6791 (0.0021)	-0.6269 (0.0018)	-0.6221 (0.0018)	-0.6912 (0.002)	-0.6705 (0.0019)	-0.6000 (0.002)	-0.6660 (0.0019)	-0.6531 (0.002)	-0.5797 (0.0021)
x>12	-1.1426 (0.0021)	-1.0293 (0.0017)	-1.0811 (0.0017)	-1.1410 (0.0019)	-1.1401 (0.0019)	-1.0746 (0.0019)	-1.0964 (0.0019)	-1.1192 (0.002)	-1.0315 (0.002)
Estudo**									
8 ≤ x<11	-0.1682 (0.0013)	-0.2320 (0.0011)	-0.2604 (0.0011)	-0.1814 (0.0011)	-0.1869 (0.0011)	-0.2520 (0.0011)	-0.1921 (0.0011)	-0.2245 (0.0011)	-0.2300 (0.0011)
x ≥ 11	-0.7743 (0.0012)	-0.8958 (0.001)	-0.9570 (0.001)	-0.9284 (0.001)	-0.9651 (0.001)	-0.8730 (0.0009)	-0.9008 (0.0009)	-0.8774 (0.001)	-0.9397 (0.001)
idade	-0.1419 (0.0002)	-0.1688 (0.0001)	-0.1611 (0.0001)	-0.1568 (0.0001)	-0.1601 (0.0001)	-0.1649 (0.0001)	-0.1640 (0.0001)	-0.1671 (0.0001)	-0.1526 (0.0001)
idade2	0.0018 (0)	0.0021 (0)	0.0020 (0)	0.0020 (0)	0.0020 (0)	0.0021 (0)	0.0021 (0)	0.0021 (0)	0.0019 (0)
sexo	-0.6316 (0.001)	-0.7190 (0.0008)	-0.6804 (0.0008)	-0.6665 (0.0008)	-0.6782 (0.0008)	-0.6878 (0.0008)	-0.7224 (0.0008)	-0.6772 (0.0008)	-0.7048 (0.0008)
SAL	-1.5605 (0.0027)	-1.1250 (0.0021)	-1.1410 (0.0022)	-1.1041 (0.0025)	-1.3118 (0.0021)	-1.6622 (0.002)	-1.4324 (0.0017)	-1.5835 (0.0018)	-1.6233 (0.0019)
BH	-0.6217 (0.0018)	-0.3927 (0.0015)	-0.3213 (0.0016)	0.1828 (0.0017)	-0.3667 (0.0015)	-0.7260 (0.0014)	-1.0081 (0.0014)	-1.0777 (0.0013)	-0.9694 (0.0013)
RJ	-1.6508 (0.0018)	-1.2856 (0.0015)	-1.6530 (0.0017)	-1.4920 (0.0019)	-1.8990 (0.0017)	-2.3756 (0.0017)	-2.6295 (0.0017)	-2.4596 (0.0016)	-2.2601 (0.0015)
SP	-0.9813 (0.0015)	-0.8249 (0.0013)	-0.6611 (0.0013)	-0.3297 (0.0015)	-0.7679 (0.0013)	-1.2072 (0.0012)	-1.3701 (0.0011)	-1.7574 (0.0012)	-1.6663 (0.0012)
POA	-0.8609 (0.002)	-0.4198 (0.0016)	-0.3598 (0.0017)	0.0843 (0.0018)	-0.4047 (0.0016)	-0.7729 (0.0015)	-1.1609 (0.0015)	-1.1539 (0.0015)	-1.0930 (0.0015)
mês 02		-0.2939 (0.0019)	-0.1134 (0.0019)	-0.0839 (0.0019)	-0.1214 (0.002)	-0.1264 (0.0019)	0.0999 (0.0019)	-0.0660 (0.0018)	-0.1980 (0.0019)
mês 03		-0.2282 (0.0019)	-0.1330 (0.002)	-0.3085 (0.002)	-0.0093 (0.002)	-0.1540 (0.002)	0.0509 (0.0019)	-0.1907 (0.0019)	-0.1531 (0.0019)
mês 04		-0.2817 (0.0019)	-0.1076 (0.0019)	-0.1719 (0.0019)	0.0405 (0.002)	-0.1334 (0.0019)	0.0502 (0.0019)	-0.2330 (0.0019)	-0.1959 (0.0019)
mês 05	0.0995 (0.002)	-0.2437 (0.0019)	-0.1757 (0.0019)	-0.2814 (0.002)	-0.0095 (0.002)	-0.1926 (0.002)	0.1186 (0.0018)	-0.2155 (0.0019)	-0.2506 (0.0019)
mês 06	-0.0043 (0.002)	-0.2383 (0.0019)	-0.1895 (0.002)	-0.2089 (0.0019)	0.1112 (0.0019)	-0.1468 (0.0019)	-0.0138 (0.0019)	-0.2492 (0.0019)	-0.2233 (0.0019)
mês 07	-0.0554 (0.002)	-0.3500 (0.0019)	-0.0741 (0.0019)	-0.1454 (0.0019)	0.0002 (0.0019)	-0.1384 (0.0019)	-0.0690 (0.0019)	-0.3652 (0.0019)	-0.2355 (0.0019)
mês 08	-0.0863 (0.002)	-0.3661 (0.0019)	-0.1418 (0.0019)	-0.2539 (0.002)	-0.0466 (0.002)	-0.1853 (0.002)	0.0948 (0.0018)	-0.2672 (0.0019)	-0.2775 (0.0019)
mês 09	-0.2787 (0.0021)	-0.3416 (0.0019)	-0.1629 (0.0019)	-0.2373 (0.002)	-0.1165 (0.002)	-0.0454 (0.0019)	-0.0692 (0.0019)	-0.3403 (0.0019)	-0.2507 (0.0019)
mês 10	-0.2845 (0.0021)	-0.2413 (0.0019)	-0.1207 (0.0019)	-0.3012 (0.002)	-0.0290 (0.0019)	-0.0919 (0.0019)	-0.1102 (0.0019)	-0.2433 (0.0019)	-0.2114 (0.0019)
mês 11	-0.2372 (0.0021)	-0.4277 (0.0019)	-0.2790 (0.002)	-0.3834 (0.002)	-0.0891 (0.002)	-0.0683 (0.0019)	-0.0245 (0.0019)	-0.3529 (0.0019)	-0.2084 (0.0019)
mês 12	-0.0928 (0.002)	-0.3841 (0.0019)	-0.2088 (0.0019)	-0.3321 (0.002)	-0.0098 (0.0019)	-0.0377 (0.0019)	-0.1166 (0.0019)	-0.4620 (0.0019)	-0.3154 (0.0019)
cte	2.0123 (0.004)	2.5317 (0.0034)	2.2056 (0.0035)	1.8409 (0.0037)	2.1927 (0.0036)	2.6463 (0.0036)	2.8143 (0.0035)	3.2118 (0.0037)	2.7378 (0.0037)
No Obs	1.09E+08	1.53E+08	1.60E+08	1.66E+08	1.68E+08	1.73E+08	1.77E+08	1.78E+08	1.84E+08
Pseudo R2	0.0851	0.0876	0.0952	0.0980	0.1035	0.1083	0.1087	0.1118	0.1083

(*) Meses na condição de origem. (**) Anos de estudo. Desvio padrão das estimativas entre parênteses.

Transições a partir do Desemprego (com controles) – classificação 2

U→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.4507 (0.0024)	-0.4868 (0.0017)	-0.3960 (0.0018)	-0.4676 (0.002)	-0.3493 (0.002)	-0.3945 (0.002)	-0.3308 (0.002)	-0.3195 (0.002)	-0.3116 (0.0022)
x>12	-1.0250 (0.0023)	-1.0253 (0.0017)	-0.9904 (0.0018)	-1.1363 (0.002)	-0.9020 (0.0019)	-0.9049 (0.0019)	-0.8808 (0.0019)	-0.8074 (0.002)	-0.8787 (0.0021)
Estudo**									
8 ≤ x<11	-0.0128 (0.0015)	-0.0612 (0.0012)	-0.0652 (0.0013)	-0.0245 (0.0014)	-0.0233 (0.0014)	0.0309 (0.0014)	0.0340 (0.0015)	0.0093 (0.0015)	0.0509 (0.0016)
x ≥ 11	0.0911 (0.0014)	0.0468 (0.0011)	0.0607 (0.0011)	0.0663 (0.0012)	0.0397 (0.0012)	0.1453 (0.0012)	0.1240 (0.0013)	0.0311 (0.0013)	0.1135 (0.0014)
idade	0.1382 (0.0003)	0.1254 (0.0002)	0.1328 (0.0002)	0.1331 (0.0002)	0.1310 (0.0002)	0.1432 (0.0002)	0.1362 (0.0002)	0.1295 (0.0002)	0.1426 (0.0003)
idade2	-0.0018 (0)	-0.0016 (0)	-0.0017 (0)	-0.0017 (0)	-0.0017 (0)	-0.0019 (0)	-0.0018 (0)	-0.0017 (0)	-0.0019 (0)
sexo	0.7993 (0.0012)	0.7100 (0.001)	0.7057 (0.001)	0.6263 (0.0011)	0.6160 (0.001)	0.6350 (0.0011)	0.6331 (0.0011)	0.6204 (0.0011)	0.5649 (0.0012)
SAL	-1.0321 (0.0029)	-0.7924 (0.0023)	-0.7201 (0.0023)	-0.6649 (0.0027)	-0.9624 (0.0024)	-1.1806 (0.0024)	-1.0322 (0.0022)	-1.1552 (0.0022)	-1.1826 (0.0022)
BH	-0.2221 (0.0023)	0.0659 (0.0019)	0.1414 (0.0019)	0.6160 (0.0021)	0.1954 (0.0019)	0.0379 (0.0019)	-0.1551 (0.002)	-0.2459 (0.002)	-0.2045 (0.002)
RJ	-0.9751 (0.0022)	-0.5809 (0.0019)	-0.7919 (0.002)	-0.5135 (0.0023)	-1.0505 (0.0021)	-1.5057 (0.0023)	-1.4083 (0.0022)	-1.3865 (0.0022)	-1.5144 (0.0022)
SP	-0.4745 (0.0019)	-0.0733 (0.0015)	-0.0277 (0.0016)	0.3048 (0.0018)	-0.1794 (0.0016)	-0.4804 (0.0016)	-0.4265 (0.0016)	-0.7369 (0.0016)	-0.8213 (0.0017)
POA	-0.0795 (0.0026)	0.1570 (0.0021)	0.3045 (0.0022)	0.7478 (0.0025)	0.2168 (0.0022)	0.0513 (0.0022)	-0.2068 (0.0023)	-0.2677 (0.0023)	-0.2389 (0.0024)
mês 02		-0.2208 (0.0023)	0.0941 (0.0024)	-0.0108 (0.0025)	0.0184 (0.0026)	0.0351 (0.0026)	0.2395 (0.0027)	0.1446 (0.0027)	0.0132 (0.0028)
mês 03		-0.2993 (0.0023)	0.1703 (0.0024)	0.0246 (0.0025)	0.1012 (0.0026)	0.0409 (0.0026)	0.3281 (0.0026)	0.1253 (0.0027)	0.0278 (0.0028)
mês 04		-0.3146 (0.0023)	0.1381 (0.0024)	-0.0460 (0.0025)	0.2008 (0.0025)	-0.0025 (0.0026)	0.3816 (0.0026)	0.0448 (0.0027)	0.0161 (0.0028)
mês 05	-0.0130 (0.0024)	-0.1567 (0.0022)	0.1569 (0.0024)	0.0860 (0.0025)	0.0774 (0.0026)	0.0082 (0.0026)	0.4047 (0.0026)	0.1385 (0.0027)	-0.0442 (0.0028)
mês 06	-0.2079 (0.0025)	-0.2348 (0.0022)	0.0607 (0.0024)	-0.0826 (0.0026)	0.3300 (0.0025)	0.1430 (0.0026)	0.2953 (0.0027)	0.0834 (0.0027)	-0.0152 (0.0028)
mês 07	-0.2275 (0.0025)	-0.4244 (0.0023)	0.1795 (0.0024)	0.0495 (0.0026)	0.1520 (0.0025)	0.0767 (0.0026)	0.2145 (0.0027)	0.0132 (0.0028)	0.0573 (0.0028)
mês 08	-0.0882 (0.0024)	-0.1460 (0.0022)	0.1300 (0.0024)	0.0178 (0.0026)	0.2375 (0.0025)	0.1438 (0.0026)	0.3837 (0.0027)	0.1375 (0.0027)	0.0804 (0.0028)
mês 09	-0.1219 (0.0024)	-0.2213 (0.0023)	0.1888 (0.0024)	-0.0168 (0.0026)	0.2363 (0.0025)	0.3083 (0.0026)	0.2667 (0.0027)	0.1454 (0.0027)	-0.0125 (0.0028)
mês 10	-0.1239 (0.0025)	-0.1850 (0.0022)	0.1242 (0.0024)	-0.0496 (0.0026)	0.1363 (0.0025)	0.1358 (0.0026)	0.2997 (0.0027)	0.1668 (0.0027)	0.1759 (0.0028)
mês 11	-0.1011 (0.0024)	-0.2293 (0.0023)	0.0778 (0.0024)	-0.0615 (0.0026)	0.0892 (0.0026)	0.3323 (0.0026)	0.3323 (0.0027)	0.1702 (0.0028)	-0.0080 (0.0028)
mês 12	-0.1552 (0.0025)	-0.1286 (0.0023)	0.0366 (0.0025)	-0.0355 (0.0026)	0.1310 (0.0026)	0.1601 (0.0027)	0.1247 (0.0028)	0.0517 (0.0028)	-0.0689 (0.0029)
cte	-3.1579 (0.0054)	-2.9139 (0.0043)	-3.4410 (0.0045)	-3.6092 (0.0051)	-3.3178 (0.0048)	-3.3303 (0.005)	-3.2147 (0.0051)	-2.8488 (0.0053)	-2.8939 (0.0055)

--- Continua na Próxima Página...

U→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	0.0526 (0.0029)	0.0570 (0.0022)	0.0950 (0.0023)	0.1699 (0.0026)	0.0940 (0.0024)	0.0194 (0.0025)	0.1131 (0.0026)	0.1040 (0.0025)	0.1968 (0.0028)
x>12	-0.1674 (0.0028)	-0.1860 (0.0021)	-0.1531 (0.0022)	-0.1133 (0.0025)	-0.1283 (0.0023)	-0.1084 (0.0024)	-0.0822 (0.0025)	-0.0699 (0.0024)	-0.0597 (0.0027)
Estudo**									
8 ≤ x<11	0.2129 (0.0013)	0.1338 (0.0011)	0.1874 (0.0012)	0.2089 (0.0012)	0.1668 (0.0013)	0.2414 (0.0014)	0.1697 (0.0015)	0.2656 (0.0015)	0.2524 (0.0016)
x ≥ 11	0.2079 (0.0013)	0.1007 (0.0011)	0.1014 (0.0011)	0.1729 (0.0012)	0.1766 (0.0012)	0.2674 (0.0012)	0.2039 (0.0013)	0.2554 (0.0013)	0.2519 (0.0014)
idade	0.0550 (0.0002)	0.0276 (0.0002)	0.0481 (0.0002)	0.0502 (0.0002)	0.0425 (0.0002)	0.0444 (0.0002)	0.0385 (0.0002)	0.0401 (0.0002)	0.0360 (0.0002)
idade2	-0.0009 (0)	-0.0005 (0)	-0.0008 (0)	-0.0008 (0)	-0.0008 (0)	-0.0008 (0)	-0.0007 (0)	-0.0007 (0)	-0.0007 (0)
sexo	0.1402 (0.0011)	0.0717 (0.001)	0.0408 (0.001)	0.0819 (0.001)	0.0743 (0.001)	0.1198 (0.001)	0.0673 (0.0011)	0.0429 (0.0011)	0.0252 (0.0012)
SAL	-0.2956 (0.0025)	-0.2770 (0.002)	-0.3507 (0.002)	-0.5171 (0.0021)	-0.4919 (0.002)	-0.7698 (0.0021)	-0.6424 (0.0022)	-0.6859 (0.0021)	-0.7477 (0.0022)
BH	-0.0909 (0.0023)	-0.0252 (0.0019)	-0.1270 (0.0019)	-0.0990 (0.0019)	-0.1342 (0.0019)	-0.3607 (0.0021)	-0.3525 (0.0022)	-0.3742 (0.0022)	-0.4331 (0.0023)
RJ	-0.4431 (0.0021)	-0.1297 (0.0018)	-0.4567 (0.0018)	-0.4372 (0.0018)	-0.5066 (0.0018)	-0.7175 (0.002)	-0.5760 (0.002)	-0.4737 (0.002)	-0.4330 (0.002)
SP	-0.0723 (0.0019)	-0.0188 (0.0016)	-0.0524 (0.0015)	-0.1612 (0.0015)	-0.0977 (0.0015)	-0.2908 (0.0016)	-0.1865 (0.0017)	-0.3465 (0.0017)	-0.2303 (0.0018)
POA	-0.0166 (0.0027)	0.1234 (0.0022)	0.1166 (0.0022)	0.0374 (0.0023)	0.0781 (0.0023)	-0.1660 (0.0024)	-0.2318 (0.0025)	-0.1717 (0.0025)	-0.2301 (0.0027)
mês 02		-0.1722 (0.0023)	-0.1366 (0.0022)	-0.0990 (0.0023)	0.0034 (0.0024)	-0.0619 (0.0024)	-0.0465 (0.0025)	0.0628 (0.0025)	-0.0911 (0.0026)
mês 03		-0.1104 (0.0023)	-0.1264 (0.0022)	-0.1533 (0.0023)	0.0969 (0.0024)	-0.1388 (0.0024)	-0.0185 (0.0025)	-0.2615 (0.0026)	-0.1346 (0.0026)
mês 04		-0.1074 (0.0023)	-0.1453 (0.0022)	-0.1173 (0.0022)	0.0943 (0.0023)	-0.1740 (0.0024)	-0.0384 (0.0025)	-0.0670 (0.0025)	-0.0979 (0.0026)
mês 05	0.0175 (0.0022)	-0.1227 (0.0022)	-0.1075 (0.0021)	-0.1279 (0.0023)	0.1135 (0.0023)	-0.1085 (0.0024)	0.1192 (0.0024)	-0.0901 (0.0025)	-0.1434 (0.0026)
mês 06	0.0165 (0.0022)	-0.0627 (0.0022)	-0.1325 (0.0022)	-0.0671 (0.0022)	0.0539 (0.0024)	0.0174 (0.0024)	-0.0929 (0.0025)	-0.0386 (0.0025)	-0.1124 (0.0026)
mês 07	-0.1054 (0.0023)	-0.0726 (0.0022)	-0.0900 (0.0022)	-0.1244 (0.0023)	-0.0451 (0.0024)	-0.0627 (0.0024)	-0.0356 (0.0025)	-0.1682 (0.0026)	-0.1088 (0.0026)
mês 08	-0.1062 ✓(0.0023)	-0.1134 ✓(0.0023)	-0.1670 ✓(0.0022)	-0.1137 ✓(0.0023)	-0.0549 ✓(0.0024)	-0.1587 ✓(0.0025)	0.0615 ✓(0.0025)	-0.1893 ✓(0.0026)	-0.1436 ✓(0.0026)
mês 09	-0.1187 ✓(0.0023)	-0.1124 ✓(0.0022)	-0.2126 ✓(0.0022)	-0.2928 ✓(0.0024)	0.0190 ✓(0.0024)	-0.0055 ✓(0.0024)	-0.5286 ✓(0.0028)	-0.0810 ✓(0.0026)	-0.2118 ✓(0.0027)
mês 10	-0.0434 ✓(0.0023)	-0.0456 ✓(0.0022)	-0.2446 ✓(0.0022)	-0.1932 ✓(0.0023)	0.0381 ✓(0.0024)	-0.0580 ✓(0.0024)	-0.0373 ✓(0.0025)	-0.0242 ✓(0.0026)	-0.0398 ✓(0.0026)
mês 11	-0.0583 ✓(0.0023)	-0.1272 ✓(0.0022)	-0.2173 ✓(0.0022)	-0.1847 ✓(0.0023)	-0.0211 ✓(0.0024)	0.0213 ✓(0.0024)	-0.1249 ✓(0.0026)	-0.0361 ✓(0.0026)	-0.1483 ✓(0.0027)
mês 12	0.1002 ✓(0.0022)	0.0654 ✓(0.0022)	-0.0387 ✓(0.0022)	0.1055 ✓(0.0022)	0.1827 ✓(0.0023)	0.1503 ✓(0.0024)	0.0950 ✓(0.0025)	0.0336 ✓(0.0026)	-0.0789 ✓(0.0027)
cte	-2.3328 ✓(0.0051)	-1.8073 ✓(0.0042)	-2.0010 ✓(0.0043)	-2.1062 ✓(0.0047)	-2.0627 ✓(0.0046)	-1.8990 ✓(0.0048)	-1.7835 ✓(0.005)	-1.8550 ✓(0.0051)	-1.7500 ✓(0.0053)
No Obs	3.27E+07	4.36E+07	4.24E+07	3.96E+07	3.84E+07	3.63E+07	3.20E+07	3.16E+07	2.90E+07
Pseudo R2	0.0421	0.0365	0.0414	0.0445	0.0415	0.0483	0.0460	0.0404	0.0475

(*) Meses na condição de origem. (**) Anos de estudo. Desvio padrão das estimativas entre parênteses.

Transições a partir da Inatividade (com controles) – classificação 2

O→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	-0.5321 (0.0057)	-0.5479 (0.0041)	-0.5240 (0.0043)	-0.4230 (0.0046)	-0.4305 (0.0044)	-0.4157 (0.0043)	-0.5083 (0.0039)	-0.4967 (0.0038)	-0.3619 (0.0039)
x>12	-1.5893 (0.0054)	-1.5878 (0.0039)	-1.6252 (0.004)	-1.5495 (0.0043)	-1.4786 (0.0041)	-1.5350 (0.0041)	-1.5258 (0.0037)	-1.5748 (0.0036)	-1.3591 (0.0036)
Estudo**									
8 ≤ x<11	0.3059 (0.0015)	0.3516 (0.0012)	0.3485 (0.0013)	0.4135 (0.0013)	0.3748 (0.0013)	0.3807 (0.0013)	0.4629 (0.0012)	0.3760 (0.0013)	0.4090 (0.0013)
x ≥ 11	0.5518 (0.0014)	0.4726 (0.0011)	0.4710 (0.0012)	0.4952 (0.0012)	0.5677 (0.0011)	0.6011 (0.0011)	0.6694 (0.0011)	0.5237 (0.0011)	0.5266 (0.0011)
idade	0.1871 (0.0002)	0.1814 (0.0001)	0.1777 (0.0001)	0.1845 (0.0001)	0.1761 (0.0001)	0.1765 (0.0001)	0.1801 (0.0001)	0.1881 (0.0001)	0.1903 (0.0001)
idade2	-0.0023 (0)	-0.0022 (0)	-0.0022 (0)	-0.0022 (0)	-0.0021 (0)	-0.0021 (0)	-0.0022 (0)	-0.0023 (0)	-0.0023 (0)
sexo	0.7501 (0.0012)	0.6729 (0.001)	0.6208 (0.001)	0.5646 (0.0011)	0.5528 (0.001)	0.5449 (0.001)	0.5487 (0.001)	0.5453 (0.001)	0.5458 (0.001)
SAL	-1.1014 (0.0032)	-0.9551 (0.0026)	-0.8957 (0.0027)	-0.7132 (0.003)	-1.1118 (0.0026)	-1.2315 (0.0026)	-1.0731 (0.0023)	-1.1139 (0.0022)	-1.3143 (0.0023)
BH	-0.2189 (0.0022)	-0.0502 (0.0019)	0.0509 (0.0019)	0.6193 (0.0021)	0.0466 (0.0018)	-0.0694 (0.0017)	-0.1583 (0.0016)	-0.3063 (0.0017)	-0.2441 (0.0016)
RJ	-1.3768 (0.0022)	-0.8684 (0.0018)	-1.1034 (0.0019)	-0.9930 (0.0022)	-1.5197 (0.0019)	-1.8280 (0.0019)	-1.8151 (0.0017)	-1.8169 (0.0017)	-1.8475 (0.0017)
SP	-0.5279 (0.0018)	-0.3795 (0.0016)	-0.2088 (0.0016)	0.1423 (0.0019)	-0.4573 (0.0016)	-0.5864 (0.0014)	-0.5809 (0.0013)	-0.9869 (0.0014)	-1.0735 (0.0014)
POA	-0.3685 (0.0024)	-0.0684 (0.002)	0.0304 (0.002)	0.4786 (0.0022)	-0.1378 (0.0019)	-0.2919 (0.0018)	-0.4622 (0.0018)	-0.5527 (0.0018)	-0.5975 (0.0018)
mês 02		-0.4555 (0.0022)	0.0191 (0.0024)	0.1177 (0.0025)	0.0795 (0.0025)	0.0271 (0.0024)	0.2261 (0.0022)	-0.0912 (0.0023)	0.0909 (0.0023)
mês 03		-0.3824 (0.0022)	0.1232 (0.0024)	0.1331 (0.0025)	0.1863 (0.0024)	0.0907 (0.0023)	0.1111 (0.0022)	0.0038 (0.0022)	0.1290 (0.0023)
mês 04		-0.3667 (0.0022)	0.1740 (0.0023)	0.1554 (0.0025)	0.1219 (0.0024)	0.0396 (0.0024)	0.2277 (0.0022)	-0.0962 (0.0023)	0.1365 (0.0023)
mês 05	-0.0388 (0.0024)	-0.3291 (0.0021)	0.0746 (0.0024)	0.0895 (0.0025)	0.1919 (0.0024)	-0.0513 (0.0024)	0.1795 (0.0022)	-0.0460 (0.0022)	0.1504 (0.0023)
mês 06	-0.0308 (0.0024)	-0.3777 (0.0022)	-0.0410 (0.0024)	0.0106 (0.0025)	0.3901 (0.0023)	0.1025 (0.0023)	0.2153 (0.0022)	-0.1902 (0.0023)	0.0640 (0.0024)
mês 07	-0.1522 (0.0025)	-0.5650 (0.0022)	0.1311 (0.0023)	0.0782 (0.0025)	0.2699 (0.0024)	0.0392 (0.0024)	0.0280 (0.0023)	-0.1919 (0.0023)	0.1074 (0.0023)
mês 08	-0.1678 (0.0025)	-0.3430 (0.0021)	0.1033 (0.0024)	0.1236 (0.0025)	0.2538 (0.0024)	0.1291 (0.0023)	0.1753 (0.0022)	-0.1028 (0.0023)	0.1441 (0.0023)
mês 09	-0.1626 (0.0024)	-0.3898 (0.0022)	0.1032 (0.0024)	0.2122 (0.0024)	0.2516 (0.0024)	0.1406 (0.0023)	0.1120 (0.0023)	-0.2185 (0.0023)	0.0069 (0.0024)
mês 10	-0.2542 (0.0025)	-0.4096 (0.0022)	0.0323 (0.0024)	-0.0552 (0.0026)	0.1890 (0.0024)	0.1311 (0.0023)	0.1174 (0.0023)	-0.1024 (0.0023)	0.1779 (0.0023)
mês 11	-0.2021 (0.0025)	-0.3774 (0.0021)	0.0386 (0.0024)	0.0642 (0.0025)	0.1139 (0.0025)	0.1651 (0.0023)	0.0796 (0.0023)	-0.1243 (0.0023)	0.0421 (0.0024)
mês 12	-0.2988 (0.0025)	-0.5242 (0.0022)	-0.1193 (0.0025)	0.0354 (0.0025)	0.2247 (0.0024)	0.0259 (0.0024)	-0.0432 (0.0023)	-0.2221 (0.0023)	0.0188 (0.0023)
cte	-4.2410 (0.0066)	-3.8956 (0.005)	-4.3624 (0.0052)	-5.0711 (0.0057)	-4.5113 (0.0053)	-4.2572 (0.0052)	-4.3056 (0.0048)	-4.0722 (0.0048)	-4.4553 (0.0049)

--- Continua na Próxima Página...

O→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Duração*									
1<x ≤ 12	0.1441 (0.0066)	0.0992 (0.0047)	-0.0465 (0.0049)	-0.1010 (0.005)	0.1060 (0.0052)	-0.1675 (0.0048)	0.2050 (0.0053)	0.0996 (0.0045)	0.0712 (0.0046)
x>12	-1.3338 (0.0064)	-1.4335 (0.0045)	-1.5055 (0.0047)	-1.5897 (0.0048)	-1.3105 (0.005)	-1.5952 (0.0046)	-1.1751 (0.0052)	-1.4212 (0.0044)	-1.4183 (0.0045)
Estudo**									
8 ≤ x<11	0.6002 (0.0017)	0.7071 (0.0014)	0.8479 (0.0014)	0.8372 (0.0015)	0.8591 (0.0015)	0.9113 (0.0016)	0.8520 (0.0017)	0.8464 (0.0018)	0.9051 (0.0019)
x ≥ 11	0.7864 (0.0017)	0.8623 (0.0014)	1.0299 (0.0014)	1.0344 (0.0015)	1.1230 (0.0015)	1.1893 (0.0016)	1.2232 (0.0017)	1.2363 (0.0017)	1.2956 (0.0018)
idade	0.2832 (0.0003)	0.2577 (0.0002)	0.2613 (0.0002)	0.2714 (0.0003)	0.2625 (0.0003)	0.2714 (0.0003)	0.2464 (0.0003)	0.2561 (0.0003)	0.2406 (0.0003)
idade2	-0.0043 (0)	-0.0040 (0)	-0.0040 (0)	-0.0042 (0)	-0.0041 (0)	-0.0042 (0)	-0.0038 (0)	-0.0039 (0)	-0.0037 (0)
sexo	0.6837 (0.0015)	0.4889 (0.0012)	0.3999 (0.0013)	0.4498 (0.0013)	0.4500 (0.0013)	0.4251 (0.0013)	0.3641 (0.0014)	0.4253 (0.0014)	0.3464 (0.0014)
SAL	-0.1060 (0.0032)	-0.2590 (0.0026)	-0.1934 (0.0026)	-0.4148 (0.0025)	-0.6319 (0.0025)	-0.2587 (0.0026)	-0.2539 (0.0028)	-0.3367 (0.0028)	-0.3574 (0.0028)
BH	-0.0111 (0.0029)	-0.1384 (0.0024)	0.0114 (0.0024)	-0.1700 (0.0023)	-0.3710 (0.0024)	-0.2322 (0.0025)	-0.1955 (0.0026)	-0.4228 (0.0027)	-0.3811 (0.0027)
RJ	-0.5701 (0.0027)	-0.9110 (0.0022)	-1.0577 (0.0023)	-1.2937 (0.0022)	-1.5419 (0.0022)	-1.3583 (0.0023)	-1.0427 (0.0023)	-1.1670 (0.0024)	-1.1237 (0.0024)
SP	-0.0249 (0.0024)	-0.1015 (0.0019)	-0.0639 (0.0019)	-0.3603 (0.0019)	-0.4821 (0.0018)	-0.2155 (0.0019)	-0.1349 (0.002)	-0.2896 (0.0021)	-0.5095 (0.0021)
POA	-0.3120 (0.0034)	-0.3067 (0.0026)	-0.2832 (0.0026)	-0.6161 (0.0027)	-0.7786 (0.0027)	-0.5276 (0.0028)	-0.4997 (0.003)	-0.7267 (0.0031)	-0.8858 (0.0033)
mês 02		-0.0884 (0.0026)	-0.0096 (0.0027)	0.2025 (0.0029)	0.1206 (0.0028)	0.1040 (0.0028)	0.1764 (0.0029)	-0.1238 (0.0029)	0.0819 (0.0031)
mês 03		-0.2066 (0.0027)	0.1913 (0.0026)	0.0370 (0.003)	0.1557 (0.0028)	0.0136 (0.0028)	0.0441 (0.0029)	-0.0294 (0.0029)	0.1708 (0.0031)
mês 04		-0.0698 (0.0026)	0.0857 (0.0027)	0.0947 (0.0029)	0.0724 (0.0029)	-0.1557 (0.0029)	0.1837 (0.0029)	-0.1168 (0.0029)	0.0991 (0.0032)
mês 05	-0.1291 (0.0028)	-0.0576 (0.0026)	-0.0240 (0.0028)	-0.0209 (0.003)	-0.0582 (0.0029)	-0.0469 (0.0029)	-0.0431 (0.003)	-0.0879 (0.0029)	0.1315 (0.0031)
mês 06	-0.2372 ✓(0.0029)	-0.1536 ✓(0.0027)	-0.1159 ✓(0.0028)	0.0129 ✓(0.003)	0.1938 ✓(0.0028)	-0.0769 ✓(0.0029)	-0.0104 ✓(0.003)	-0.2546 ✓(0.003)	-0.0345 ✓(0.0033)
mês 07	-0.1047 ✓(0.0027)	-0.2004 ✓(0.0027)	0.0174 ✓(0.0027)	0.1302 ✓(0.0029)	0.1562 ✓(0.0028)	-0.0071 ✓(0.0028)	0.0247 ✓(0.003)	-0.3058 ✓(0.003)	0.1565 ✓(0.0031)
mês 08	-0.0877 ✓(0.0027)	-0.1611 ✓(0.0027)	0.0473 ✓(0.0027)	0.0262 ✓(0.0029)	0.1589 ✓(0.0028)	0.0153 ✓(0.0028)	0.0293 ✓(0.003)	-0.2752 ✓(0.003)	0.1523 ✓(0.0032)
mês 09	-0.3408 ✓(0.0029)	-0.0763 ✓(0.0026)	-0.0675 ✓(0.0028)	0.1067 ✓(0.0029)	0.0724 ✓(0.0029)	-0.0716 ✓(0.0029)	-0.2335 ✓(0.0032)	-0.3288 ✓(0.0031)	-0.0937 ✓(0.0033)
mês 10	-0.2133 ✓(0.0028)	-0.0317 ✓(0.0026)	-0.2363 ✓(0.0029)	0.0799 ✓(0.0029)	0.0162 ✓(0.0029)	-0.1352 ✓(0.003)	-0.0225 ✓(0.0031)	-0.2509 ✓(0.003)	-0.0120 ✓(0.0033)
mês 11	-0.1916 ✓(0.0028)	-0.2057 ✓(0.0027)	-0.1204 ✓(0.0028)	0.0100 ✓(0.003)	0.0004 ✓(0.0029)	-0.1000 ✓(0.0029)	0.0239 ✓(0.003)	-0.2049 ✓(0.003)	-0.0954 ✓(0.0033)
mês 12	-0.2915 ✓(0.0029)	-0.3038 ✓(0.0027)	-0.3478 ✓(0.003)	-0.2680 ✓(0.0031)	-0.1936 ✓(0.003)	-0.3884 ✓(0.0031)	-0.2959 ✓(0.0032)	-0.4205 ✓(0.0031)	-0.1994 ✓(0.0033)
cte	-5.9282 ✓(0.0083)	-5.1377 ✓(0.0063)	-5.3542 ✓(0.0065)	-5.4521 ✓(0.0068)	-5.4953 ✓(0.0068)	-5.5017 ✓(0.0067)	-5.8300 ✓(0.0072)	-5.6046 ✓(0.0067)	-5.5884 ✓(0.0069)
No Obs	8.25E+07	1.11E+08	1.15E+08	1.21E+08	1.24E+08	1.28E+08	1.30E+08	1.34E+08	1.34E+08
Pseudo R2	0.1393	0.1377	0.1466	0.1582	0.1565	0.1664	0.1568	0.1651	0.1639

(*) Meses na condição de origem. (**) Anos de estudo. Desvio padrão das estimativas entre parênteses.

Transições a partir do Emprego (sem controles) – classificação 2

E→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.3451 (0.0029)	-0.1685 (0.0028)	-0.0127 (0.0031)	-0.1269 (0.0032)	-0.0669 (0.0032)	-0.0587 (0.0033)	-0.1039 (0.003)	-0.3441 (0.0035)
mês 03		-0.2280 (0.0028)	-0.1075 (0.0027)	-0.0520 (0.0032)	-0.0004 (0.0031)	0.0280 (0.0031)	0.0443 (0.0032)	-0.1169 (0.003)	-0.2754 (0.0034)
mês 04		-0.1550 (0.0027)	-0.1175 (0.0027)	-0.0205 (0.0031)	0.0953 (0.003)	-0.0834 (0.0032)	0.0590 (0.0032)	-0.1692 (0.0031)	-0.2189 (0.0034)
mês 05	-0.0196 (0.0032)	-0.0400 (0.0026)	-0.2026 (0.0028)	-0.1283 (0.0032)	0.0547 (0.0031)	-0.0648 (0.0032)	0.0642 (0.0032)	-0.0977 (0.003)	-0.2725 (0.0034)
mês 06	-0.1663 (0.0033)	-0.1099 (0.0027)	-0.2328 (0.0028)	-0.1686 (0.0032)	0.1392 (0.003)	0.0120 (0.0031)	0.0490 (0.0032)	-0.4875 (0.0034)	-0.4583 (0.0036)
mês 07	-0.2159 (0.0033)	-0.3538 (0.0028)	-0.2168 (0.0028)	-0.0714 (0.0032)	0.0602 (0.0031)	-0.1045 (0.0032)	-0.0835 (0.0033)	-0.3373 (0.0032)	-0.1932 (0.0034)
mês 08	-0.2523 (0.0033)	-0.1464 (0.0027)	-0.1748 (0.0027)	-0.2804 (0.0033)	0.0002 (0.0031)	-0.0454 (0.0032)	-0.0160 (0.0033)	-0.2941 (0.0032)	-0.3809 (0.0035)
mês 09	-0.2688 (0.0033)	-0.1508 (0.0027)	-0.2607 (0.0028)	-0.1918 (0.0032)	-0.0455 (0.0031)	-0.0306 (0.0032)	-0.0624 (0.0033)	-0.3617 (0.0032)	-0.4485 (0.0036)
mês 10	-0.2284 (0.0032)	-0.0836 (0.0027)	-0.3338 (0.0028)	-0.3055 (0.0033)	0.1429 (0.003)	-0.1262 (0.0032)	-0.0586 (0.0033)	-0.2967 (0.0032)	-0.1782 (0.0033)
mês 11	-0.3514 (0.0033)	-0.3444 (0.0028)	-0.4424 (0.0029)	-0.3802 (0.0034)	-0.1168 (0.0032)	-0.0909 (0.0032)	0.0531 (0.0032)	-0.4538 (0.0033)	-0.4365 (0.0036)
mês 12	-0.2537 (0.0033)	-0.5033 (0.0029)	-0.7350 (0.0032)	-0.4549 (0.0035)	-0.2192 (0.0033)	-0.2106 (0.0033)	-0.2686 (0.0034)	-0.6051 (0.0034)	-0.5141 (0.0036)
cte	-3.9495 (0.0022)	-3.6335 (0.0019)	-3.7277 (0.0019)	-4.1249 (0.0022)	-4.1490 (0.0022)	-4.1877 (0.0022)	-4.2806 (0.0023)	-4.0804 (0.0021)	-4.2906 (0.0023)
E→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.2559 (0.0019)	-0.1252 (0.0019)	-0.0949 (0.0019)	-0.1270 (0.002)	-0.1484 (0.0019)	0.0776 (0.0018)	-0.0633 (0.0017)	-0.2128 (0.0019)
mês 03		-0.2085 (0.0018)	-0.1517 (0.0019)	-0.3179 (0.002)	-0.0358 (0.0019)	-0.1613 (0.0019)	0.0389 (0.0018)	-0.1908 (0.0018)	-0.1601 (0.0018)
mês 04		-0.2584 (0.0018)	-0.1261 (0.0019)	-0.1844 (0.0019)	0.0201 (0.0019)	-0.1383 (0.0019)	0.0405 (0.0018)	-0.2343 (0.0018)	-0.1966 (0.0019)
mês 05	-0.0196 (0.0019)	-0.2349 (0.0018)	-0.1809 (0.0019)	-0.2786 (0.0019)	-0.0107 (0.0019)	-0.1813 (0.0019)	0.1082 (0.0018)	-0.2379 (0.0018)	-0.2467 (0.0019)
mês 06	-0.0066 (0.002)	-0.2273 (0.0018)	-0.1898 (0.0019)	-0.1879 (0.0019)	0.1014 (0.0019)	-0.1591 (0.0019)	-0.0103 (0.0018)	-0.2589 (0.0018)	-0.2153 (0.0019)
mês 07	-0.0601 (0.002)	-0.3346 (0.0019)	-0.0755 (0.0019)	-0.1447 (0.0019)	0.0259 (0.0019)	-0.1398 (0.0019)	-0.0374 (0.0018)	-0.3619 (0.0019)	-0.2283 (0.0019)
mês 08	-0.0922 (0.002)	-0.3536 (0.0019)	-0.1357 (0.0019)	-0.2486 (0.0019)	-0.0347 (0.0019)	-0.1930 (0.0019)	0.1102 (0.0018)	-0.2608 (0.0018)	-0.2645 (0.0019)
mês 09	-0.2777 (0.0021)	-0.3330 (0.0019)	-0.1643 (0.0019)	-0.2376 (0.0019)	-0.1030 (0.0019)	-0.0515 (0.0018)	-0.0376 (0.0018)	-0.3287 (0.0018)	-0.2400 (0.0019)
mês 10	-0.2657 (0.0021)	-0.2322 (0.0018)	-0.1253 (0.0019)	-0.2932 (0.0019)	-0.0138 (0.0019)	-0.1016 (0.0018)	-0.0889 (0.0019)	-0.2249 (0.0018)	-0.1875 (0.0018)
mês 11	-0.2442 (0.002)	-0.4063 (0.0019)	-0.2808 (0.0019)	-0.3686 (0.002)	-0.0719 (0.0019)	-0.0803 (0.0018)	-0.0027 (0.0018)	-0.3207 (0.0018)	-0.1800 (0.0018)
mês 12	-0.1061 (0.002)	-0.3704 (0.0019)	-0.2190 (0.0019)	-0.3270 (0.0019)	-0.0076 (0.0019)	-0.0630 (0.0018)	-0.0998 (0.0019)	-0.4175 (0.0019)	-0.2983 (0.0019)
cte	-2.9976 (0.0014)	-2.7650 (0.0012)	-2.9699 (0.0013)	-3.0101 (0.0013)	-3.1371 (0.0013)	-3.0544 (0.0013)	-3.1115 (0.0013)	-2.9575 (0.0012)	-3.0638 (0.0012)
No Obs	1.09E+08	1.53E+08	1.60E+08	1.66E+08	1.68E+08	1.73E+08	1.77E+08	1.78E+08	1.84E+08
Pseudo R2	0.0015	0.0015	0.0013	0.0014	0.0006	0.0004	0.0006	0.0018	0.0009

Transições a partir do Desemprego (sem controles) – classificação 2

U→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.1495 (0.0022)	0.1162 (0.0024)	0.0585 (0.0024)	0.0404 (0.0025)	0.0726 (0.0025)	0.2127 (0.0026)	0.1468 (0.0026)	0.0290 (0.0027)
mês 03		-0.2392 (0.0022)	0.1819 (0.0023)	0.0605 (0.0024)	0.1178 (0.0025)	0.0916 (0.0025)	0.2932 (0.0026)	0.1573 (0.0026)	0.0312 (0.0027)
mês 04		-0.2334 (0.0022)	0.1431 (0.0023)	0.0126 (0.0025)	0.2062 (0.0025)	0.0211 (0.0025)	0.3408 (0.0026)	0.0547 (0.0026)	0.0193 (0.0027)
mês 05	-0.0196 (0.0023)	-0.1106 (0.0022)	0.1421 (0.0023)	0.1095 (0.0024)	0.0927 (0.0025)	0.0303 (0.0025)	0.3567 (0.0026)	0.1550 (0.0026)	-0.0349 (0.0027)
mês 06	-0.1786 (0.0024)	-0.1758 (0.0022)	0.0522 (0.0023)	-0.0439 (0.0025)	0.3172 (0.0024)	0.1380 (0.0025)	0.2714 (0.0026)	0.0860 (0.0026)	-0.0321 (0.0027)
mês 07	-0.1753 (0.0024)	-0.3570 (0.0023)	0.1845 (0.0023)	0.0855 (0.0025)	0.1605 (0.0024)	0.0854 (0.0025)	0.2070 (0.0026)	0.0372 (0.0027)	0.0333 (0.0027)
mês 08	-0.0493 (0.0023)	-0.0911 (0.0022)	0.1365 (0.0023)	0.0528 (0.0025)	0.2473 (0.0024)	0.1473 (0.0025)	0.3475 (0.0026)	0.1523 (0.0026)	0.0521 (0.0027)
mês 09	-0.0750 (0.0024)	-0.1621 (0.0022)	0.1847 (0.0023)	0.0148 (0.0025)	0.2441 (0.0024)	0.2619 (0.0025)	0.2437 (0.0026)	0.1700 (0.0026)	-0.0432 (0.0027)
mês 10	-0.0949 (0.0024)	-0.1292 (0.0022)	0.1044 (0.0023)	-0.0367 (0.0025)	0.1312 (0.0025)	0.1054 (0.0026)	0.2821 (0.0026)	0.1775 (0.0027)	0.1562 (0.0027)
mês 11	-0.0709 (0.0024)	-0.1726 (0.0022)	0.0567 (0.0024)	-0.0466 (0.0025)	0.1141 (0.0025)	0.3121 (0.0025)	0.3116 (0.0026)	0.1607 (0.0027)	0.0034 (0.0027)
mês 12	-0.1109 (0.0024)	-0.1036 (0.0022)	0.0241 (0.0024)	-0.0251 (0.0025)	0.1374 (0.0025)	0.1453 (0.0026)	0.1159 (0.0027)	0.0324 (0.0027)	-0.0693 (0.0028)
cte	-1.8810 (0.0016)	-1.5255 (0.0016)	-1.8398 (0.0017)	-1.8811 (0.0018)	-1.8888 (0.0018)	-1.8436 (0.0019)	-1.8155 (0.0019)	-1.7336 (0.002)	-1.6610 (0.0019)
U→O	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.1550 ↗(0.0023)	-0.1258 ↗(0.0022)	-0.0896 ↗(0.0022)	0.0150 ↗(0.0024)	-0.0565 ↗(0.0024)	-0.0562 ↗(0.0025)	0.0567 ↗(0.0025)	-0.0875 ↗(0.0026)
mês 03		-0.0895 ↗(0.0022)	-0.1156 ↗(0.0022)	-0.1355 ↗(0.0022)	0.1193 ↗(0.0023)	-0.1153 ↗(0.0024)	-0.0251 ↗(0.0024)	-0.2464 ↗(0.0026)	-0.1351 ↗(0.0026)
mês 04		-0.0863 ↗(0.0022)	-0.1313 ↗(0.0022)	-0.0964 ↗(0.0022)	0.1051 ↗(0.0023)	-0.1564 ↗(0.0024)	-0.0434 ↗(0.0025)	-0.0519 ↗(0.0025)	-0.0934 ↗(0.0026)
mês 05	-0.0196 ↗(0.0022)	-0.0986 ↗(0.0022)	-0.1044 ↗(0.0021)	-0.1146 ↗(0.0022)	0.1244 ↗(0.0023)	-0.0874 ↗(0.0024)	0.1087 ↗(0.0024)	-0.0719 ↗(0.0025)	-0.1344 ↗(0.0026)
mês 06	0.0219 ↗(0.0022)	-0.0407 ↗(0.0022)	-0.1274 ↗(0.0022)	-0.0509 ↗(0.0022)	0.0533 ↗(0.0024)	0.0228 ↗(0.0023)	-0.0978 ↗(0.0025)	-0.0291 ↗(0.0025)	-0.1083 ↗(0.0026)
mês 07	-0.0908 ↗(0.0023)	-0.0503 ↗(0.0022)	-0.0822 ↗(0.0022)	-0.1070 ↗(0.0023)	-0.0449 ↗(0.0024)	-0.0520 ↗(0.0024)	-0.0419 ↗(0.0025)	-0.1548 ↗(0.0026)	-0.1151 ↗(0.0026)
mês 08	-0.0966 ↗(0.0023)	-0.0866 ↗(0.0023)	-0.1530 ↗(0.0022)	-0.0956 ↗(0.0023)	-0.0516 ↗(0.0024)	-0.1498 ↗(0.0025)	0.0435 ↗(0.0024)	-0.1758 ↗(0.0026)	-0.1608 ↗(0.0026)
mês 09	-0.1026 ↗(0.0023)	-0.0852 ↗(0.0022)	-0.2020 ↗(0.0022)	-0.2803 ↗(0.0024)	0.0227 ↗(0.0023)	-0.0147 ↗(0.0024)	-0.5452 ↗(0.0028)	-0.0655 ↗(0.0026)	-0.2329 ↗(0.0026)
mês 10	-0.0304 ↗(0.0022)	-0.0217 ↗(0.0022)	-0.2456 ↗(0.0022)	-0.1872 ↗(0.0023)	0.0367 ↗(0.0024)	-0.0547 ↗(0.0024)	-0.0488 ↗(0.0025)	-0.0130 ↗(0.0026)	-0.0601 ↗(0.0026)
mês 11	-0.0473 ↗(0.0022)	-0.1094 ↗(0.0022)	-0.2212 ↗(0.0022)	-0.1805 ↗(0.0023)	-0.0206 ↗(0.0024)	0.0231 ↗(0.0024)	-0.1413 ↗(0.0026)	-0.0343 ↗(0.0026)	-0.1602 ↗(0.0027)
mês 12	0.1129 ↗(0.0022)	0.0784 ↗(0.0022)	-0.0408 ↗(0.0021)	0.1088 ↗(0.0022)	0.1788 ↗(0.0023)	0.1453 ↗(0.0024)	0.0842 ↗(0.0024)	0.0338 ↗(0.0025)	-0.0928 ↗(0.0027)
cte	-1.7716 ↗(0.0016)	-1.6153 ↗(0.0016)	-1.5529 ↗(0.0015)	-1.6013 ↗(0.0016)	-1.7168 ↗(0.0017)	-1.6358 ↗(0.0017)	-1.5485 ↗(0.0017)	-1.5509 ↗(0.0018)	-1.5056 ↗(0.0018)
No Obs	3.27E+07	4.36E+07	4.24E+07	3.96E+07	3.84E+07	3.63E+07	3.20E+07	3.16E+07	2.90E+07
Pseudo R2	0.0006	0.0008	0.0007	0.0009	0.0009	0.001	0.0024	0.0009	0.0004

Transições a partir da Inatividade (sem controles) – classificação 2

O→E	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.4495 (0.0022)	0.0297 (0.0023)	0.1168 (0.0024)	0.0826 (0.0024)	0.0145 (0.0023)	0.2122 (0.0021)	-0.0740 (0.0022)	0.0963 (0.0022)
mês 03		-0.3986 (0.0021)	0.1236 (0.0023)	0.1383 (0.0024)	0.1609 (0.0024)	0.0741 (0.0023)	0.1068 (0.0022)	0.0232 (0.0022)	0.1310 (0.0022)
mês 04		-0.3860 (0.0021)	0.1499 (0.0023)	0.1310 (0.0024)	0.0982 (0.0024)	0.0158 (0.0023)	0.1941 (0.0021)	-0.0842 (0.0022)	0.1262 (0.0022)
mês 05	-0.0196 (0.0024)	-0.3615 (0.0021)	0.0802 (0.0023)	0.0834 (0.0024)	0.1858 (0.0023)	-0.0656 (0.0023)	0.1525 (0.0022)	-0.0293 (0.0022)	0.1274 (0.0022)
mês 06	0.0129 (0.0024)	-0.4098 (0.0021)	-0.0356 (0.0024)	0.0139 (0.0025)	0.3500 (0.0023)	0.0884 (0.0023)	0.1932 (0.0021)	-0.1629 (0.0023)	0.0418 (0.0023)
mês 07	-0.0981 (0.0024)	-0.5820 (0.0022)	0.1512 (0.0023)	0.0968 (0.0024)	0.2426 (0.0023)	0.0269 (0.0023)	-0.0106 (0.0022)	-0.1485 (0.0022)	0.0913 (0.0023)
mês 08	-0.1356 (0.0024)	-0.3571 (0.0021)	0.1148 (0.0023)	0.1474 (0.0024)	0.2168 (0.0023)	0.1011 (0.0023)	0.1547 (0.0022)	-0.0816 (0.0022)	0.1128 (0.0023)
mês 09	-0.1192 (0.0024)	-0.4065 (0.0021)	0.1308 (0.0023)	0.2141 (0.0024)	0.2156 (0.0023)	0.1188 (0.0023)	0.0879 (0.0022)	-0.1903 (0.0023)	-0.0034 (0.0023)
mês 10	-0.2271 (0.0025)	-0.4517 (0.0021)	0.0475 (0.0023)	-0.0510 (0.0025)	0.1553 (0.0024)	0.1037 (0.0023)	0.0746 (0.0022)	-0.0975 (0.0022)	0.1549 (0.0022)
mês 11	-0.1879 (0.0024)	-0.4085 (0.0021)	0.0395 (0.0023)	0.0740 (0.0024)	0.0941 (0.0024)	0.1386 (0.0022)	0.0464 (0.0022)	-0.1158 (0.0022)	0.0281 (0.0023)
mês 12	-0.2725 (0.0025)	-0.5519 (0.0022)	-0.1186 (0.0024)	0.0515 (0.0024)	0.2073 (0.0023)	0.0155 (0.0023)	-0.0704 (0.0023)	-0.2068 (0.0023)	0.0168 (0.0023)
cte	-3.0795 (0.0017)	-2.6241 (0.0014)	-3.1774 (0.0017)	-3.3358 (0.0018)	-3.3467 (0.0017)	-3.2442 (0.0016)	-3.2082 (0.0016)	-3.1405 (0.0015)	-3.3002 (0.0016)
O→U	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
mês 02		-0.0973 (0.0025)	-0.0105 (0.0026)	0.2094 (0.0027)	0.1050 (0.0027)	0.0639 (0.0026)	0.1445 (0.0028)	-0.0929 (0.0028)	0.0746 (0.003)
mês 03		-0.2218 (0.0026)	0.1904 (0.0025)	0.0480 (0.0028)	0.0929 (0.0027)	-0.0221 (0.0027)	0.0240 (0.0028)	-0.0006 (0.0028)	0.1486 (0.003)
mês 04		-0.1042 (0.0025)	0.0435 (0.0026)	0.0592 (0.0028)	0.0140 (0.0028)	-0.2069 (0.0028)	0.0960 (0.0028)	-0.1110 (0.0028)	0.0762 (0.003)
mês 05	-0.0196 (0.0027)	-0.1235 (0.0025)	-0.0304 (0.0026)	-0.0272 (0.0029)	-0.0739 (0.0028)	-0.1011 (0.0027)	-0.1169 (0.0029)	-0.0571 (0.0028)	0.0999 (0.003)
mês 06	-0.1933 (0.0028)	-0.1977 (0.0026)	-0.1222 (0.0027)	0.0333 (0.0028)	0.1341 (0.0027)	-0.1249 (0.0028)	-0.0691 (0.0029)	-0.2219 (0.0029)	-0.0805 (0.0032)
mês 07	-0.0483 (0.0026)	-0.2289 (0.0026)	0.0363 (0.0026)	0.1664 (0.0028)	0.1086 (0.0027)	-0.0439 (0.0027)	-0.0728 (0.0029)	-0.2522 (0.0029)	0.1097 (0.003)
mês 08	-0.0604 (0.0026)	-0.1677 (0.0026)	0.0533 (0.0026)	0.0777 (0.0028)	0.1105 (0.0027)	-0.0276 (0.0027)	-0.0413 (0.0029)	-0.2560 (0.0029)	0.0654 (0.0031)
mês 09	-0.3008 (0.0028)	-0.1185 (0.0025)	-0.0432 (0.0026)	0.1124 (0.0028)	0.0199 (0.0028)	-0.1429 (0.0028)	-0.2892 (0.0031)	-0.2868 (0.0029)	-0.1317 (0.0032)
mês 10	-0.1858 (0.0027)	-0.1121 (0.0025)	-0.2357 (0.0028)	0.0838 (0.0028)	-0.0448 (0.0028)	-0.2153 (0.0028)	-0.1295 (0.003)	-0.2333 (0.0029)	-0.0587 (0.0032)
mês 11	-0.1947 (0.0027)	-0.2700 (0.0026)	-0.1551 (0.0027)	0.0087 (0.0029)	-0.0575 (0.0028)	-0.1769 (0.0028)	-0.0547 (0.0029)	-0.1809 (0.0029)	-0.1179 (0.0032)
mês 12	-0.3029 (0.0028)	-0.3496 (0.0026)	-0.3554 (0.0028)	-0.2503 (0.003)	-0.2435 (0.0029)	-0.4227 (0.003)	-0.3711 (0.0031)	-0.3817 (0.003)	-0.1889 (0.0032)
cte	-3.2960 (0.0019)	-3.1591 (0.0018)	-3.3871 (0.0018)	-3.6287 (0.002)	-3.5961 (0.002)	-3.5382 (0.0019)	-3.7075 (0.002)	-3.6266 (0.0019)	-3.9067 (0.0022)
No Obs	8.25E+07	1.11E+08	1.15E+08	1.21E+08	1.24E+08	1.28E+08	1.30E+08	1.34E+08	1.34E+08
Pseudo R2	0.001	0.0017	0.0013	0.0008	0.0009	0.0008	0.0012	0.0008	0.0006

APÊNDICE 3 – DERIVAÇÕES DO MODELO COM BUSCA DE EMPREGO (CAP. 2)

A3.1 – Derivações do problema do consumidor

A primeira etapa do problema recursivo da família representativa é escolher a sequência $\{c_t, B_{t+1}\}$ que maximize sua utilidade. Num segundo momento, como a família depende da medida n_t empregada, a família analisa o valor do indivíduo marginal para que possa construir o excedente de um *match* para uso no processo de barganha salarial. Em outras palavras, ela avalia o valor do indivíduo marginal analisando a derivada de n_t :

$$\begin{aligned} V(n_t, B_{t-1}) &= \max\{u(c_t) + n_t \varphi^E g(1 - \bar{l}) + (1 - n_t) \varphi^U g(1) + \beta E_t V(n_{t+1}, B_t)\} \\ \text{s. a.: } c_t + B_t &\leq W_t n_t \bar{l} + R_{t-1} B_{t-1} + \Gamma_t - T_t \\ n_{t+1} &= (1 - \delta_t)(n_t + s_t(1 - n_t)) \end{aligned}$$

Sejam λ_t e $\gamma_{1,t}$ os multiplicadores de Lagrange, respectivamente, da restrição orçamentária e da lei de movimento da força de trabalho, as condições de primeira ordem são:

Controles:

$$c_t: \quad u_{c,t} = \lambda_t$$

$$B_t: \quad \lambda_t = \beta E_t V_{B,t+1}$$

$$n_{t+1}: \quad \gamma_{1,t} = \beta E_t V_{n,t+1}$$

Envelopes:

$$B_{t-1}: \quad V_{B,t} = R_t \lambda_t$$

$$n_t: \quad V_{n,t} = \varphi^E g(1 - \bar{l}) - \varphi^U g(1) + \lambda_t W_t \bar{l} + \gamma_{1,t} [(1 - \delta_{t+1})(1 - s_t)]$$

Rearranjando, obtemos as equações que descrevem o comportamento do consumidor:

Consumo/Poupança:

$$R_t^{-1} = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right]$$

Trabalho:

$$\frac{V_{n,t}}{\lambda_t} = W_t \bar{l} - \left(\frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1 - \bar{l})}{\lambda_t} \right) + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1})(1 - s_t) \frac{V_{n,t+1}}{\lambda_{t+1}} \right]$$

em que $\frac{V_{n,t}}{\lambda_t} = \Omega_t = T_t - D_t$.

A3.2 – Derivações do problema das firmas

A firma maximiza seu lucro escolhendo a sequência $\{n_t, v_t\}$. O problema recursivo é expresso da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Gamma(n_{t-1}, v_{t-1}) = \max \left\{ (y_t - W_t \bar{l} n_t - \kappa v_t) + E_t \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \Gamma(n_t, v_t) \right\} \\ \text{s. a.: } n_t = (1 - \delta_t)(n_{t-1} + v_{t-1} q_{t-1}) \end{aligned}$$

Sendo Λ_t , o multiplicador de Lagrange da lei de movimento da força de trabalho, temos as condições de primeira ordem:

Controles:

$$n_t: \quad \Lambda_t = y_{n,t} - W_t \bar{l} + E_t \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \Gamma_{n,t}$$

$$v_t: \quad \kappa = E_t \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \Gamma_{v,t}$$

Envelopes:

$$n_{t-1}: \quad \Gamma_{n,t-1} = \Lambda_t (1 - \delta_t)$$

$$v_{t-1}: \quad \Gamma_{v,t-1} = \Lambda_t (1 - \delta_t) q_{t-1}$$

Substituindo as condições de primeira ordem uma nas outras, obtemos duas equações de Euler: uma estabelece o valor que um trabalhador gera para a firma, representado por Λ_t , e a outra identifica o valor que uma vaga tem:

Valor marginal do trabalho:

$$\Lambda_t = y_{n,t} - W_t \bar{l} + E_t \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] (1 - \delta_{t+1}) \Lambda_{t+1}$$

Valor marginal de vagas abertas:

$$\frac{\kappa}{q_t} = E_t \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] (1 - \delta_{t+1}) \Lambda_{t+1}$$

A3.3 – Barganha de Nash

A condição de primeira ordem, em relação ao salário, do processo de barganha entre firma e trabalhador é $\mu \Lambda(a_t) = (1 - \mu) \Omega(a_t)$. Reescrevendo os termos $\pi^E = \varphi^E g(1 - \bar{l})$ e $\pi^U = \varphi^U g(1)$, substituindo $\Lambda(a_t)$, a equação (2.13), $T(a_t)$, e a equação (2.17), na CPO acima, temos:

$$\begin{aligned} & \mu \left(y_n(a_t) - w(a_t) \bar{l} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} \Lambda(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} \right] \right) = \\ & (1 - \mu) \left(w(a_t) \bar{l} + \left(\frac{\pi^E}{\lambda_t} \right) + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} T(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} + \delta_{t+1} D_{t+1} \right] - D_t \right) \end{aligned}$$

Adicionando e subtraindo D_{t+1} dentro do termo do operador esperança coberto pela integral, a equação segue como:

$$\begin{aligned} & \mu \left(y_n(a_t) - w(a_t) \bar{l} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} \Lambda(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} \right] \right) = \\ & (1 - \mu) \left(w(a_t) \bar{l} + \left(\frac{\pi^E}{\lambda_t} \right) + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} (T(a) - D_{t+1}) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} + D_{t+1} \right] - D_t \right) \end{aligned}$$

Iterando a CPO da barganha de Nash e substituindo na expressão acima, temos igualdade entre os seguintes termos:

$$\begin{aligned} & \mu \left(\beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] (1 - \delta_{t+1}) \left[\int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} \Lambda(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} \right] \right) = \\ & (1 - \mu) \left(\beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] (1 - \delta_{t+1}) \left[\int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} (T(a) - D_{t+1}) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} \right] \right) \end{aligned}$$

Dessa maneira, a expressão toda pode ser simplificada:

$$\mu(y_n(a_t) - w(a_t)\bar{l}) = (1 - \mu) \left(w(a_t)\bar{l} + \left(\frac{\pi^E}{\lambda_t} \right) + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] D_{t+1} - D_t \right)$$

Reescrevendo a equação de desemprego, (2.16), substituindo a CPO iterada e, em seguida, (2.14), temos:

$$\begin{aligned} D_t &= \left(\frac{\pi^U}{\lambda_t} \right) + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[s_t(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} (\Gamma(a) - D_{t+1}) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} \right] + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] D_{t+1} \\ &= \left(\frac{\pi^U}{\lambda_t} \right) + \left(\frac{\mu}{1 - \mu} \right) s_t \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] \left[(1 - \delta_{t+1}) \int_{\tilde{a}_{t+1}}^{\infty} \Lambda(a) \frac{dG(a)}{1 - G(\tilde{a}_{t+1})} \right] + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] D_{t+1} \\ &= \left(\frac{\pi^U}{\lambda_t} \right) + \left(\frac{\mu}{1 - \mu} \right) s_t \frac{\kappa}{q_t} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] D_{t+1} \end{aligned}$$

Substituindo a equação acima na equação anterior, considerando que $s_t = \theta_t q_t$, e isolando o salário, temos:

$$\begin{aligned} \mu(y_n(a_t) - w(a_t)\bar{l}) &= (1 - \mu) \left(w(a_t)\bar{l} + \left(\frac{\pi^E}{\lambda_t} \right) + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] D_{t+1} - D_t \right) \\ &= (1 - \mu) \left(w(a_t)\bar{l} + \left(\frac{\pi^E}{\lambda_t} \right) - \left[\left(\frac{\pi^U}{\lambda_t} \right) + \left(\frac{\mu}{1 - \mu} \right) s_t \frac{\kappa}{q_t} \right] \right) \\ w(a_t)^{nash}\bar{l} &= (1 - \mu) \left(\frac{\pi^U - \pi^E}{\lambda_t} \right) + \mu(y_n(a_t) + \kappa\theta_t) \\ w(a_t)^{nash}\bar{l} &= (1 - \mu) \left(\frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1 - \bar{l})}{\lambda_t} \right) + \mu(y_n(a_t) + \kappa\theta_t) \end{aligned}$$

A3.4 – Modelo linearizado

As equações que descrevem a economia são: (2.4), (2.5), (2.6), (2.7), (2.8), (2.9), (2.15), (2.21), (2.22), (2.24), (2.25), desemprego (u_t), aquecimento do mercado de trabalho (θ_t) e a produtividade agregada (z_t). Temos, portanto, 15 equações e 15 variáveis (λ_t , c_t , m_t , θ_t , s_t , q_t , δ_t , n_t , u_t , v_t , $\tilde{a}_t$, w_t , R_t , y_t e z_t). Linearizando por expansão de Taylor, e assumindo que $\widehat{X}_t = \frac{X_t - X_{ss}}{X_{ss}}$, sendo X_{ss} o equilíbrio de X_t , temos:

Utilidade marginal do consumo:

$$\widehat{\lambda}_t = -\rho \widehat{c}_t$$

Consumo/Poupança:

$$\widehat{R}_t = \widehat{\lambda}_t - E_t[\widehat{\lambda}_{t+1}]$$

Tecnologia do matching:

$$\widehat{m}_t = \phi \widehat{u}_t + (1 - \phi) \widehat{v}_t$$

Aquecimento do mercado de trabalho:

$$\widehat{\theta}_t = \widehat{v}_t - \widehat{u}_t$$

Probabilidade de achar emprego:

$$\widehat{s}_t = (1 - \phi) \widehat{\theta}_t$$

Probabilidade de preencher uma vaga:

$$\widehat{q}_t = -\phi \widehat{\theta}_t$$

Probabilidade de separação:

$$\widehat{\delta}_t = \varepsilon_{\tilde{a}} \widehat{\tilde{a}}_t$$

em que: $\varepsilon_{\tilde{a}} = \left[\left(\frac{1-\delta}{\delta} \right) \left(\frac{\tilde{a}g(\tilde{a})}{1-G(\tilde{a})} \right) \right]$.

Evolução da força de trabalho:

$$\widehat{n}_t = (1 - \delta) \widehat{n}_{t-1} + \delta \widehat{m}_{t-1} - \left(\frac{\delta}{1 - \delta} \right) \widehat{\delta}_t$$

Desemprego / Searchers:

$$\widehat{u}_t = - \left(\frac{1 - u}{u} \right) \widehat{n}_t$$

Condição de criação de emprego (ver A3.5, neste Apêndice, para a derivada de $H(\tilde{a}_t)$):

$$\widehat{q}_t = \beta(1 - \delta)E_t[\widehat{q}_{t+1}] + (\widehat{\lambda}_t - E_t[\widehat{\lambda}_{t+1}]) - E_t[q_z \widehat{z}_{t+1} + q_{\tilde{a}} \widehat{\tilde{a}}_{t+1} - q_w \widehat{W}_{t+1} - q_{\delta} \widehat{\delta}_{t+1}]$$

em que:

$$q_z = (1 - \delta) \left(\frac{q\beta z H(\tilde{a}) \bar{l}}{\kappa} \right)$$

$$q_{\tilde{a}} = (1 - \delta) \left(\frac{q\beta z \bar{l}}{\kappa} \right) \left[\left(\frac{\tilde{a} g(\tilde{a})}{1 - G(\tilde{a})} \right) (H(\tilde{a}) - \tilde{a}) \right]$$

$$q_w = (1 - \delta) \left(\frac{q\beta w \bar{l}}{\kappa} \right)$$

$$q_{\delta} = \left(\frac{q\delta\beta}{\kappa} \right) \left(zH(\tilde{a})\bar{l} - W\bar{l} + \frac{\kappa}{q} \right)$$

Condição de destruição de emprego:

$$\widehat{\tilde{a}}_t = -\widehat{z}_t - \tilde{a}_{\lambda} \widehat{\lambda}_t + \tilde{a}_q \widehat{q}_t + \tilde{a}_{\theta} \widehat{\theta}_t$$

em que:

$$\tilde{a}_{\lambda} = \left(\frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1 - \bar{l})}{z \tilde{a}_{\lambda}} \right)$$

$$\tilde{a}_q = \left(\frac{1}{z \tilde{a}_q} \right) \left(\frac{\kappa}{1 - \mu} \right)$$

$$\tilde{a}_{\theta} = \left(\frac{\mu \theta}{z \tilde{a}} \right) \left(\frac{\kappa}{1 - \mu} \right)$$

Salário agregado:

$$\widehat{W}_t = -w_{\lambda} \widehat{\lambda}_t + w_{\tilde{a}} \widehat{\tilde{a}}_t + w_z \widehat{z}_t + w_{\theta} \widehat{\theta}_t$$

em que:

$$w_{\lambda} = (1 - \mu) \left(\frac{\varphi^U g(1) - \varphi^E g(1 - \bar{l})}{W \bar{l} \lambda} \right)$$

$$w_{\tilde{a}} = \mu \left(\frac{z}{W} \right) \left[\left(\frac{\tilde{a} g(\tilde{a})}{1 - G(\tilde{a})} \right) (H(\tilde{a}) - \tilde{a}) \right]$$

$$w_z = \mu \left(\frac{z H(\tilde{a})}{W} \right)$$

$$w_{\theta} = \mu \left(\frac{\kappa \theta}{W \bar{l}} \right)$$

Demanda agregada:

$$\widehat{y}_t^d = \frac{c}{y^d} \widehat{c}_t + \frac{\kappa v}{y^d} \widehat{v}_t$$

Oferta agregada:

$$\widehat{y}_t^s = \widehat{z}_t + \widehat{n}_t - y_{\tilde{a}} \widehat{\tilde{a}}_t$$

em que:

$$y_{\tilde{a}} = [(1 - \delta^x) \tilde{a} g(\tilde{a})].$$

Produtividade agregada:

$$\widehat{z}_t = \rho_z \widehat{z}_{t-1} + \zeta_t^z$$

A3.5 – Regra de Leibniz

Para resolver as derivadas das integrais com relação à $\tilde{a}_t$, aplicamos a Regra de Leibniz.

Segundo ela, podemos decompor a derivada de uma integral da seguinte forma:

$$\frac{d}{d\alpha} \int_{a(\alpha)}^{b(\alpha)} f(x, \alpha) dx = \int_{a(\alpha)}^{b(\alpha)} \frac{\partial f(x, \alpha)}{\partial \alpha} dx + f(b(\alpha), \alpha) \frac{db(\alpha)}{d\alpha} - f(a(\alpha), \alpha) \frac{da(\alpha)}{d\alpha}$$

Supondo uma integral genérica $\int_{\tilde{a}_t}^{\infty} X(a) \frac{dG(a)}{1-G(\tilde{a}_t)} = \int_{\tilde{a}_t}^{\infty} X(a) \frac{g(a)}{1-G(\tilde{a}_t)} da = B(\tilde{a}_t)$, temos:

$$\begin{aligned} \frac{\partial f(x, \alpha)}{\partial \alpha}: & \quad X(a)g(a) \frac{g(\tilde{a})}{[1-G(\tilde{a})]^2} \\ \int_{a(\alpha)}^{b(\alpha)} \frac{\partial f(x, \alpha)}{\partial \alpha} dx: & \quad \int_{\tilde{a}_t}^{\infty} X(a)g(a) \frac{g(\tilde{a})}{[1-G(\tilde{a})]^2} da = \frac{g(\tilde{a})}{1-G(\tilde{a})} \int_{\tilde{a}_t}^{\infty} X(a) \frac{g(a)}{1-G(\tilde{a})} da = \frac{g(\tilde{a})}{1-G(\tilde{a})} B(\tilde{a}_t) \\ f(b(\alpha), \alpha) \frac{db(\alpha)}{d\alpha}: & \quad X(\infty) \frac{g(\infty)}{1-G(\tilde{a})} 0 = 0 \\ f(a(\alpha), \alpha) \frac{da(\alpha)}{d\alpha}: & \quad X(\tilde{a}) \frac{g(\tilde{a})}{1-G(\tilde{a})} 1 = X(\tilde{a}) \frac{g(\tilde{a})}{1-G(\tilde{a})} \end{aligned}$$

Ou seja:

$$\frac{\partial B(\tilde{a}_t)}{\partial \tilde{a}_t} = \frac{g(\tilde{a}_t)}{1 - G(\tilde{a}_t)} (B(\tilde{a}_t) - X(\tilde{a}_t))$$

Aplicando à $\int_{\tilde{a}_t}^{\infty} a \frac{g(a)}{1 - G(\tilde{a}_t)} da = H(\tilde{a}_t)$, temos:

$$\frac{\partial H(\tilde{a}_t)}{\partial \tilde{a}_t} = \frac{g(\tilde{a}_t)}{1 - G(\tilde{a}_t)} (H(\tilde{a}_t) - \tilde{a}_t)$$

APÊNDICE 4 – DERIVAÇÕES DO MODELO COM DESEMPREGO INVOLUNTÁRIO (CAP. 3)

A4.1 – Derivações do problema do consumidor

Problema intratemporal

Demanda de bens de consumo e Índice de preços: o índice de preço da economia é obtido a partir do problema de minimização de seu gasto entre as variedades produzidas. Sendo assim, o problema intratemporal pode ser resolvido da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \min_{(C_{i,t})} \int_0^1 P_{i,t} C_{i,t} di \\ \text{s. a.: } C_t = \left[\int_0^1 C_{i,t}^{\frac{\varepsilon_{p,t}-1}{\varepsilon_{p,t}}} di \right]^{\frac{\varepsilon_{p,t}}{\varepsilon_{p,t}-1}} \end{aligned}$$

Condições de primeira ordem (assumindo $\Lambda_{1,t}$ como o multiplicador de Lagrange da cesta de consumo):

$$C_{i,t}: \quad C_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}}{\Lambda_{1,t}} \right]^{-\varepsilon_{p,t}} C_t$$

Substituindo a expressão de $C_{i,t}$ na cesta de consumo e isolando o multiplicador de Lagrange:

$$\Lambda_{1,t} = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon_{p,t}} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_{p,t}}}$$

Como P_t corresponde ao gasto mínimo na aquisição de uma unidade de C_t , o gasto realizado na cesta de consumo pode ser reescrito da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} P_t C_t &= \int_0^1 P_{i,t} C_{i,t} di \\ &= \int_0^1 P_{i,t} \left(\left[\frac{P_{i,t}}{\Lambda_{1,t}} \right]^{-\varepsilon_{p,t}} C_t \right) di \end{aligned}$$

$$P_t = (\Lambda_{1,t})^{\varepsilon_{p,t}} \int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon_{p,t}} di$$

Substituindo a expressão do multiplicador de Lagrange, chegamos ao índice de preço agregado:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon_{p,t}} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_{p,t}}}$$

Como a expressão do multiplicador de Lagrange é equivalente ao preço agregado, ao substituir na condição de primeira ordem de $C_{i,t}$, obtemos a demanda por um bem i :

$$C_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}}{P_t} \right]^{-\varepsilon_{p,t}} C_t$$

Demanda por trabalho: a família vende suas horas de trabalho com expertise em um tipo de serviço para uma firma intermediária, atuante num mercado de competição perfeita, que agrega os diferentes tipos de trabalho e revende como um produto só às firmas produtoras do bem final. Portanto seu problema pode ser representado a partir de uma minimização de custos:

$$\begin{aligned} \min_{(N_{i,t})} \quad & \int_0^1 W_{i,t} N_{i,t} di \\ \text{s. a.:} \quad & N_t = \left[\int_0^1 N_{i,t}^{\frac{\varepsilon_{w,t}-1}{\varepsilon_{w,t}}} di \right]^{\frac{\varepsilon_{w,t}}{\varepsilon_{w,t}-1}} \end{aligned}$$

Seja $\Lambda_{2,t}$ o multiplicador de Lagrange da restrição. As condições de primeira ordem são:

$$N_{i,t}: \quad N_{i,t} = \left[\frac{W_{i,t}}{\Lambda_{2,t}} \right]^{-\varepsilon_{w,t}} N_t$$

Substituindo a CPO acima na restrição e isolando o multiplicador de Lagrange, temos:

$$\Lambda_{2,t} = \left[\int_0^1 W_{i,t}^{1-\varepsilon_{w,t}} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_{w,t}}}$$

Como W_t corresponde ao gasto mínimo na aquisição de N_t , substituindo a demanda por trabalho no gasto realizado com as horas, temos:

$$W_t N_t = \int_0^1 W_{i,t} N_{i,t} di$$

$$W_t = (\Lambda_{2,t})^{\varepsilon_{w,t}} \int_0^1 W_{i,t}^{1-\varepsilon_{w,t}} di$$

Substituindo a expressão do lagrangeano, temos:

$$W_t = \left[\int_0^1 W_{i,t}^{1-\varepsilon_{w,t}} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_{w,t}}}$$

Substituindo a expressão acima na CPO, obtemos a demanda por horas de trabalho:

$$N_{i,t}^d = \left[\frac{W_{i,t}}{W_t} \right]^{-\varepsilon_{w,t}} N_t$$

Problema intertemporal

Eulers – 1ª Etapa: a família resolve seu problema recursivo escolhendo a sequência de consumo, títulos, capital, utilização do capital, investimento e quantidade de trabalho, considerando sua restrição orçamentária e a lei de movimento do capital.

$$V_t = \max\{U(C_t) - v(N_t) + \beta E_t V_{t+1}\}$$

$$s. a.: C_t + I_t + a(\mu_t) \bar{K}_{t-1} + b_t \frac{B_t}{P_t} \leq \frac{W_t}{P_t} N_t + \frac{R_t^k}{P_t} \mu_t \bar{K}_{t-1} + \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{\Gamma_t}{P_t} + T_t$$

$$\bar{K}_t = (1 - \delta) \bar{K}_{t-1} + I_t \left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] \varepsilon_t^I$$

Sejam $\Lambda_{3,t}$ e $\Lambda_{4,t}$ os multiplicadores de Lagrange, respectivamente, da restrição orçamentária e da lei de movimento de capital, as condições de primeira ordem são:

Controles:

$$C_t: \quad U_{C,t} = \Lambda_{3,t}$$

$$B_t: \quad \frac{\Lambda_{3,t} b_t}{P_t} = \beta E_t V_{B,t+1}$$

$$\bar{K}_t: \quad \Lambda_{4,t} = \beta E_t V_{K,t+1}$$

$$\mu_t: \quad \Lambda_{3,t} \left(\frac{R_t^k}{P_t} - a_{\mu,t} \right) = 0$$

$$I_t: \quad \Lambda_{3,t} = \Lambda_{4,t} \varepsilon_t^I \varepsilon_t^I \left(\left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] - S_{1,t}(\cdot) \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right) + \beta E_t V_{I,t+1}$$

$$N_t: \quad \Lambda_{3,t} \frac{W_t}{P_t} = \beta v_{N,t}(\cdot)$$

Envelopes:

$$B_{t-1}: \quad V_{B,t} = \frac{\Lambda_{3,t}}{P_t}$$

$$\bar{K}_{t-1}: \quad V_{K,t} = \Lambda_{4,t} (1 - \delta) + \Lambda_{3,t} \left(\frac{R_t^k}{P_t} \mu_t - a(\mu_t) \right)$$

$$I_{t-1}: \quad V_{I,t} = \Lambda_{4,t} \varepsilon_t^I S_{2,t}(\cdot) \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right)^2$$

Rearranjando, obtemos as equações que descrevem o comportamento do consumidor:

Consumo/Poupança:

$$R_t^{-1} = \beta E_t \left[\left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \varepsilon_t^b \right]$$

Valor do Capital instalado:

$$q_t = \beta E_t \left(\frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \right) \left[q_{t+1} (1 - \delta) + \left(\frac{R_{t+1}^k}{P_{t+1}} \mu_{t+1} - a(\mu_{t+1}) \right) \right]$$

em que $q_t = \left(\frac{\Lambda_{4,t}}{U_{C,t}} \right)$ é o preço do capital em unidades de consumo.

Utilização do Capital:

$$\frac{R_t^k}{P_t} = a_{\mu,t}$$

Investimento:

$$1 = q_t F_{1,t} + \beta E_t \left[\left(\frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \right) q_{t+1} F_{2,t+1} \right]$$

em que:

$$F_{1,t} = \varepsilon_t^I \left(\left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] - S_{1,t}(\cdot) \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right)$$

$$F_{2,t+1} = \varepsilon_{t+1}^I S_{2,t+1}(\cdot) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2$$

Utilidade Marginal do Consumo (considerando uma função utilidade instantânea do consumo log):

$$U_{C,t} = (C_t - \varrho \bar{C}_{t-1})^{-1}$$

Trabalho:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{\chi_t \Theta_t N_t^\varphi}{U_{C,t}} = \chi_t Z_t N_t^\varphi$$

Definição do salário: a família escolhe o salário nominal que maximiza seus ganhos subtraídos da perda de utilidade do trabalho, em unidades de consumo. Assim como ocorre com o processo de precificação das firmas, os trabalhadores ofertam horas de trabalho distintas e, portanto, atuam num mercado de competição monopolística. Essa estrutura lhes

concede poder de barganha salarial. Assim, uma parcela das famílias, $(1 - \lambda_w)$, consegue reajustar os salários nominais, enquanto que o restante tem os salários nominais indexados a inflação passada, $W_{i,t+1|t} = W_{i,t|t} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w} \gamma$, do grau de indexação, da taxa de inflação bruta de estado estacionário e da taxa de crescimento bruta da produtividade. O tempo médio para que consiga reajustar é calculado da seguinte maneira:

$$1(1 - \lambda_w) + 2\lambda_w(1 - \lambda_w) + 3\lambda_w^2(1 - \lambda_w) + 4\lambda_w^3(1 - \lambda_w) + \dots \approx (1 - \lambda_w) \sum_{T=1}^{\infty} \lambda_w^{T-1}$$

Assim, o problema que a família resolve nesta etapa pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \max_{(W_{i,t})} E_t \sum_{l=s}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s U_{C,t+s} \left\{ \frac{W_{i,t+s}}{P_{t+s}} N_{i,t+s} - \frac{v(N_{i,t+s})}{U_{C,t+s}} \right\} \\ \text{s. a.: } N_{i,t}^d = N_t \left(\frac{W_{i,t}}{W_t} \right)^{-\varepsilon_{w,t}} \end{aligned}$$

Como os trabalhadores não poderão ajustar seus salários por T períodos, o salário ajustado hoje pode ser reescrito da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} W_{i,t+1|t} &= (\pi_{t+T-1} \times \pi_{t+T-2} \times \dots \times \pi_{t+2} \times \pi_{t+1} \times \pi_t)^{\iota_w} [\pi^{*1-\iota_w} \gamma^T] \gamma^t \tilde{W}_t \\ &= \left(\prod_{s=0}^{T-1} \pi_{t+s-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w} \gamma^{t+s} \right) \tilde{W}_t \\ &= X_{t,T}^W \tilde{W}_t \end{aligned}$$

Em que $\tilde{W}_t$ é o salário que o indivíduo escolhe. Substituindo a restrição no problema e escrevendo em função da produtória e de $\tilde{W}_t$, o problema passa a ser maximizada pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\max_{(W_{i,t})} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s \left\{ U_{C,t+s} \left(\frac{X_{t,s}^W \tilde{W}_t}{P_{t+s}} N_{t+s} \left(\frac{X_{t,s}^W \tilde{W}_t}{W_t} \right)^{-\varepsilon_{w,t+s}} \right) - v \left(N_{t+s} \left(\frac{X_{t,s}^W \tilde{W}_t}{W_t} \right)^{-\varepsilon_{w,t+s}} \right) \right\}$$

A condição de primeira ordem segue abaixo:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s \left(\frac{\partial W_{i,t+s}}{\partial \tilde{W}_t} \right) \left\{ U_{C,t+s} \left[\frac{N_{t+s}}{P_{t+s}} + \frac{W_{i,t+s}}{P_{t+s}} \left(\frac{\partial N_{i,t+s}}{\partial W_{i,t+s}} \right) \right] - \left(\frac{\partial v(\cdot)}{\partial N_{i,t+s}} \right) \left(\frac{\partial N_{i,t+s}}{\partial W_{i,t+s}} \right) \right\} = 0$$

Multiplicando ambos os lados por $\tilde{W}_t$, a primeira derivada do termo da restrição orçamentária por P_t/P_t e rearranjando, temos:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s U_{C,t+s} N_{i,t+s} (\varepsilon_{w,t+s} - 1) \\ \times \left\{ \left(\frac{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w}}{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l}} \right) \frac{\gamma^{t+s} \tilde{W}_t}{P_t} - \left(\frac{\varepsilon_{w,t}}{\varepsilon_{w,t} - 1} \right) \frac{v_{N,t+s}(\cdot)}{U_{C,t+s}} \right\} = 0$$

A4.2 – Derivações dos problemas das firmas

Firma produtora do bem final

A firma atua num mercado de competição perfeita e, portanto, seu problema se resume a escolha da quantia do insumo que minimiza seu custo sujeito a um agregado do tipo de Dixit-Stiglitz:

$$\min_{(Y_{i,t})} \int_0^1 P_{i,t} Y_{i,t} di \\ s. a.: Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{\varepsilon_{p,t}-1}{\varepsilon_{p,t}}} di \right]^{\frac{\varepsilon_{p,t}}{\varepsilon_{p,t}-1}}$$

Sua condição de primeira ordem é (em que o multiplicador de Lagrange da restrição é $\Delta_{1,t}$):

$$Y_{i,t}: Y_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}}{\Delta_{1,t}} \right]^{-\varepsilon_{p,t}} Y_t$$

Substituindo a expressão de $Y_{i,t}$ nos custos e isolando o multiplicador de Lagrange:

$$\Delta_{1,t} = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon_{p,t}} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_{p,t}}}$$

De acordo com o problema intratemporal do consumidor, $\Delta_{1,t}$ representa o preço agregado vigente na economia. Como a expressão do multiplicador de Lagrange é equivalente ao preço agregado, ao substituir na condição de primeira ordem de $Y_{i,t}$, obtemos a demanda pela produção da firma intermediária i :

$$Y_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}}{P_t} \right]^{-\varepsilon_{p,t}} Y_t$$

Firma intermediária

Minimização de custos: para otimizar seu problema, a firma primeiro precisa garantir que a escolha de seus insumos estejam minimizando seus custos:

$$\begin{aligned} CT_{i,t} &= \min_{(K_{i,t}, N_{i,t})} \{W_t N_{i,t} + R_t^k K_{i,t}\} \\ \text{s. a.: } Y_{i,t} &= \varepsilon_t^a K_{i,t}^\alpha [\gamma^t N_{i,t}]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi \end{aligned}$$

Sendo $\Delta_{2,t}$ o multiplicador de Lagrange da função produção, as condições de primeira ordem (CPO) são:

$$\begin{aligned} N_{i,t}: \quad W_t &= \Delta_{2,t} \gamma^{t(1-\alpha)} (1-\alpha) \varepsilon_t^a K_{i,t}^\alpha N_{i,t}^{-\alpha} \\ K_{i,t}: \quad R_t^k &= \Delta_{2,t} \gamma^{t(1-\alpha)} \alpha \varepsilon_t^a K_{i,t}^{\alpha-1} N_{i,t}^{1-\alpha} \end{aligned}$$

Combinando as CPO's, temos:

$$\frac{K_{i,t}}{N_{i,t}} = \frac{W_t}{R_t^k} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right)$$

Substituindo na função produção, conseguimos escrever a demanda de mão de obra como uma função dos preços e de α :

$$N_{i,t} = \left(\frac{Y_{i,t} + \gamma^t \Phi}{\varepsilon_t^a \gamma^{t(1-\alpha)}} \right) \left[\frac{W_t}{R_t^k} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \right]^\alpha$$

Substituindo na CPO, obtemos a demanda por serviços de capital:

$$K_{i,t} = \left(\frac{Y_{i,t} + \gamma^t \Phi}{\varepsilon_t^a \gamma^{t(1-\alpha)}} \right) \left[\frac{W_t}{R_t^k} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \right]^{1-\alpha}$$

Substituindo na função CT, dado que as demandas de insumos são as demandas ótimas, o mesmo passa a ser o CT mínimo como função do produto:

$$CTmin_{i,t} = \left(\frac{Y_{i,t} + \gamma^t \Phi}{\varepsilon_t^a \gamma^{t(1-\alpha)}} \right) \left[(W_t)(R_t^k) \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \right]$$

Portanto, o custo marginal nominal da firma pode ser representado como:

$$MC_{i,t} = \frac{\partial CTmin_{i,t}}{\partial Y_{i,t}} = \left(\frac{1}{\varepsilon_t^a \gamma^{t(1-\alpha)}} \right) \left[(W_t)(R_t^k) \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \right]$$

Precificação: a firma maximiza seu lucro recursivo pela escolha de preço. Lembrando que uma parcela das firmas, $(1 - \lambda_p)$, consegue reajustar os preços, podemos escrever o problema da firma como função da produção (resultado da primeira etapa):

$$\Gamma_t^I = \max_{(P_{i,t})} \left\{ E_t \sum_{s=0}^{\infty} \lambda_p^s Q_{t+s,t} [P_{i,t+s} Y_{i,t+s} - MC_{i,t+s} Y_{i,t+s} - MC_{i,t+s} \gamma^{t+s} \Phi] \right\}$$

$$s.a.: Y_{i,t}^d = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon_{p,t}} Y_t$$

Como os preços são reajustados a cada T períodos, o preço ajustado hoje, que se manterá inalterado por T períodos, pode ser reescrito da seguinte maneira:

$$P_{i,t+1|t} = (\pi_{t+T-1} \times \pi_{t+T-2} \times \dots \times \pi_{t+2} \times \pi_{t+1} \times \pi_t)^{\iota_p} [\pi^{*1-\iota_p}] \tilde{P}_{i,t} = X_{t,T}^p \tilde{P}_{i,t}$$

Dessa maneira, substituindo a restrição da demanda pelo produto da firma intermediária e o preço como função do preço reajustado (considerando que as firmas são simétricas, logo $\tilde{P}_{i,t} = \tilde{P}_t$), temos:

$$\tilde{P}_t = \operatorname{argmax} \left\{ E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \left(\frac{U_{C,t+s}}{U_{C,t}} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+s}} \right) (Y_{i,t+s} [P_{i,t+s} - MC_{i,t+s}] - MC_{i,t+s} \gamma^{t+s} \Phi) \right\}$$

A CPO da precificação segue abaixo:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \left(\frac{U_{C,t+s}}{U_{C,t}} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+s}} \right) \left[\left(\frac{\partial Y_{i,t+s}}{\partial P_{i,t+s}} \right) \left(\frac{\partial P_{i,t+s}}{\partial \tilde{P}_t} \right) (P_{i,t+s} - MC_{i,t+s}) + Y_{i,t+s} \left(\frac{\partial P_{i,t+s}}{\partial \tilde{P}_t} \right) \right] = 0$$

Multiplicando ambos os lados por $\tilde{P}_t U_{C,t} / P_t$ e o termo da razão de preços por P_t / P_t , temos:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \left(\frac{U_{C,t+s}}{U_{C,t}} \right) Y_{i,t+s} (\varepsilon_{p,t+s} - 1) \times \left\{ \left(\frac{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w}}{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l}} \right) P_t^* - \left(\frac{\varepsilon_{p,t+s}}{\varepsilon_{p,t+s} - 1} \right) mc_{t+s} \right\} = 0$$

A4.3 – Extração da tendência, definição do estado estacionário e linearização do modelo

Economia sem tendência

A tendência do modelo é a taxa de crescimento da produtividade do tipo *labor augmenting*, representada por γ . Dessa maneira, cada variável agregada que esteja sujeita a taxa de crescimento – tal como consumo, PIB, investimento, capital e salários, por exemplo – pode ser reescrita como $A_t = a_t \gamma^t$ e, em seguida destrendada dividindo pela taxa de crescimento. As equações que descrevem o sistema só terão explícita a taxa de crescimento no caso de haver variáveis em períodos distintos. Assim, podemos reescrever as equações que resumem o comportamento da economia da seguinte forma:

FAMÍLIA:

Consumo/Poupança:

$$R_t^{-1} = \beta \gamma^{-1} E_t \left[\left(\frac{u_{c,t+1}}{u_{c,t}} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \varepsilon_t^b \right]$$

Em que $U(C_t) = (u_{c,t}/\gamma^t)$.

Valor do Capital instalado:

$$q_t = \beta \gamma^{-1} E_t \left(\frac{u_{c,t+1}}{u_{c,t}} \right) \left[q_{t+1}(1 - \delta) + (r_{t+1}^k \mu_{t+1} - a(\mu_{t+1})) \right]$$

em que $r_t^k = (R_t^k/P_t)$.

Utilização do Capital:

$$r_t^k = a_{\mu,t}$$

Investimento:

$$1 = q_t F_{1,t} + \beta \gamma^{-1} E_t \left[\left(\frac{u_{c,t+1}}{u_{c,t}} \right) q_{t+1} F_{2,t+1} \right]$$

em que:

$$F_{1,t} = \varepsilon_t^I \left(\left[1 - S \left(\frac{i_t \gamma}{i_{t-1}} \right) \right] - S_{1,t}(\cdot) \left(\frac{i_t \gamma}{i_{t-1}} \right) \right)$$

$$F_{2,t+1} = \varepsilon_{t+1}^I S_{2,t+1}(\cdot) \left(\frac{i_{t+1} \gamma}{i_t} \right)^2$$

Utilidade Marginal do Consumo:

$$u_{c,t} = \left(c_t - \frac{\rho}{\gamma} \bar{c}_{t-1} \right)^{-1}$$

Tendência do consumo suavizada:

$$z_t = \left(\frac{z_{t-1}}{\gamma} \right)^{1-v} \left(c_t - \frac{\rho}{\gamma} \bar{c}_{t-1} \right)^v$$

Trabalho:

$$\varpi_t = \frac{\chi_t \Theta_t N_t^\varphi}{u_{c,t}} = \chi_t z_t N_t^\varphi$$

em que $\varpi_t = (w_t/P_t)$ e $w_t = (W_t/\gamma^t)$.

FIRMAS:

Razão dos insumos de produção:

$$\frac{k_t}{N_t} = \frac{\varpi_t}{r_t^k} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right)$$

Custo marginal:

$$\begin{aligned} mc_t &= \frac{MC_t}{P_t} = \left(\frac{1}{\varepsilon_t^\alpha \gamma^{t(1-\alpha)}} \right) \left[\left(\frac{W_t}{P_t} \right)^{(1-\alpha)} \left(\frac{R_t^k}{P_t} \right)^\alpha \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{(1-\alpha)} \right] \\ &= \frac{MC_t}{P_t} = \left(\frac{\varpi_t^{(1-\alpha)} r_t^{k\alpha}}{\varepsilon_t^\alpha} \right) \left[\left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{(1-\alpha)} \right] \end{aligned}$$

Lucro corrente:

$$\begin{aligned} \Gamma_t^I &= P_t Y_t - MC_t Y_t - MC_t \gamma^t \Phi \\ \frac{\Gamma_t^I}{P_t \gamma^t} &= \frac{Y_t}{\gamma^t} - \frac{MC_t}{P_t} \frac{Y_t}{\gamma^t} - \frac{MC_t}{P_t} \Phi \\ &= y_t - mc_t y_t - mc_t \Phi \end{aligned}$$

PREÇOS:

Escolha de preços:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \left(\frac{u_{c,t+1}}{u_{c,t}} \right) y_{i,t+s} (\varepsilon_{p,t+s} - 1) \left\{ \left(\frac{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w}}{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l}} \right) P_t^* - \mathcal{M}_{p,t+s}^n mc_{t+s} \right\} = 0$$

Preço agregado:

$$1 = \left[(1 - \lambda_p) P_t^{*1-\varepsilon_{p,t}} + \lambda_p (\pi_{t-1}^{\iota_p} \pi^{*1-\iota_p} \pi_t^{-1})^{1-\varepsilon_{p,t}} \right]$$

Escolha de salários:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s u_{c,t+s} N_{i,t+s} (\varepsilon_{w,t+s} - 1) \left\{ \left(\frac{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w}}{\prod_{l=0}^s \pi_{t+l}} \right) \bar{w}_t - \mathcal{M}_{w,t+s}^n \frac{v_{N,t+s}(\cdot)}{U_{c,t+s}} \right\} = 0$$

em que $\bar{w}_t = \tilde{w}_t / P_t$.

Salário agregado:

$$W_t = \left[(1 - \lambda_w) \tilde{W}_t^{1-\varepsilon_{w,t}} + \lambda_w \left(\gamma \pi_{t-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w} W_t^{-1} \right)^{1-\varepsilon_{w,t}} \right]$$

Dividindo por $W_t P_t$ e multiplicando o termo do salário não ajustado por P_t / P_t , chegamos na seguinte expressão:

$$\varpi_t = \left[(1 - \lambda_w) \bar{w}_t^{1-\varepsilon_{w,t}} + \lambda_w \left(\gamma \pi_{t-1}^{\iota_w} \pi^{*1-\iota_w} \varpi_t^{-1} \right)^{1-\varepsilon_{w,t}} \right]$$

RECURSOS:

Demanda agregada:

$$y_t^d = c_t + i_t + a(\mu_t) \frac{\bar{k}_{t-1}}{\gamma} + g_t$$

Oferta agregada:

$$y_t^s = \varepsilon_t^a k_t^\alpha N_t^{1-\alpha} - \Phi$$

Lei de movimento do estoque de capital:

$$\bar{k}_t = \left(\frac{1-\delta}{\gamma} \right) \bar{k}_{t-1} + i_t \left[1 - S \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \gamma \right) \right] \varepsilon_t^l$$

Serviço do capital:

$$k_t = \mu_t \frac{\bar{k}_{t-1}}{\gamma}$$

Estado estacionário

FAMÍLIA:

Consumo/Poupança:

$$\frac{R}{\pi} = \frac{\gamma}{\beta}$$

Valor do Capital instalado:

$$r^k = q[\beta^{-1}\gamma - (1 - \delta)]$$

em que $\mu = 1$, $a(1) = 0$

Utilização do Capital:

$$r^k = a_{\mu}$$

em que $a_{\mu}(1) > 0$.

Investimento:

$$1 = qF_1 + \beta\gamma^{-1}qF_2$$

$$q = 1$$

em que $S(\gamma) = S'(\gamma) = 0$, $S''(\gamma) = \psi > 0$, assim $F_1 = 1$ e $F_2 = 0$.

Utilidade Marginal do Consumo:

$$u_c = \left[c \left(1 - \frac{\varrho}{\gamma} \right) \right]^{-1}$$

Tendência do consumo suavizada:

$$z = \left(\frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1-\nu}{\nu}} \left(1 - \frac{\varrho}{\gamma} \right) c$$

Trabalho:

$$\varpi = \frac{\chi \Theta N^{\varphi}}{u_c} = \chi z N^{\varphi}$$

FIRMAS:

Razão dos insumos de produção:

$$\frac{k}{N} = \frac{\varpi}{r^k} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right)$$

Custo marginal:

$$mc = (\varpi^{(1-\alpha)} r^{k\alpha}) \left[\left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{(1-\alpha)} \right]$$

Lucro corrente:

$$\frac{\Gamma^I}{P\gamma} = y - mcy - mc\Phi$$

como o lucro econômico de longo prazo é zero, isso implica em:

$$0 = y - mcy - mc\Phi$$

$$\frac{1}{mc} = \left(1 + \frac{\Phi}{y} \right)$$

PREÇOS:

Escolha de preços:

$$P^* = \mathcal{M}_p^n mc$$

Preço agregado:

$$P^* = 1$$

o que implica em $mc = (\mathcal{M}_p^n)^{-1}$ e que $\mathcal{M}_p^n = \left(1 + \frac{\Phi}{y} \right) = \Psi$.

Escolha de salários:

$$\frac{\tilde{w}}{P} = \bar{w} = \mathcal{M}_w^n mrs$$

Salário agregado:

$$\varpi = \bar{w} = w$$

RECURSOS:

Demanda agregada:

$$y^d = c + i + g$$

Oferta agregada:

$$y^s = k^\alpha N^{1-\alpha} - \Phi$$

Lei de movimento do estoque de capital:

$$\frac{i}{\bar{k}} = \left(1 - \frac{1-\delta}{\gamma}\right)$$

Serviço do capital:

$$k = \frac{\bar{k}}{\gamma}$$

Modelo linearizado

FAMÍLIA:

Consumo/Poupança:

$$(\widehat{u}_{c,t} - E_t[\widehat{u}_{c,t+1}]) = (\widehat{R}_t - E_t[\widehat{\pi}_{t+1}]) + \widehat{\varepsilon}_t^b$$

Valor do Capital instalado:

$$\widehat{q}_t = (E_t[\widehat{u}_{c,t+1}] - \widehat{u}_{c,t}) + \beta\gamma^{-1}(1-\delta)E_t[\widehat{q}_{t+1}] + (1-\beta\gamma^{-1}(1-\delta))E_t[\widehat{r}_{t+1}^k]$$

Utilização do Capital:

$$\widehat{r}_t^k = \tau\widehat{\mu}_t$$

em que $\tau = \frac{a_{\mu\mu\mu}}{r^k} = \frac{a_{\mu\mu}}{a_\mu} = \frac{\Omega}{1-\Omega}$, tal que $\Omega \in (0,1)$.

Investimento:

$$0 = q(F_1(\widehat{q}_t + \widehat{\varepsilon}_t^I) + \widehat{F_{11,t}} + \widehat{F_{12,t}}) + q\beta\gamma^{-1}E_t\left[F_2\left((\widehat{u_{c,t+1}} - \widehat{u_{c,t}}) + \widehat{q_{t+1}} + \widehat{\varepsilon_{t+1}^I}\right) + \widehat{F_{21,t+1}} + \widehat{F_{22,t+1}}\right]$$

em que:

$$\widehat{F_{11,t}} = -\varepsilon^I i \left[S_1(\gamma) \frac{\gamma}{i} + S_{11}(\gamma) \frac{\gamma^2}{i} + S_1(\gamma) \frac{\gamma}{i} \right] \widehat{t}_t = -\psi\gamma^2 \widehat{t}_t$$

$$\widehat{F_{12,t}} = -\varepsilon^I i \left[S_1(\gamma) \frac{\gamma}{i} (-1) + S_{11}(\gamma) \frac{\gamma^2}{i} (-1) + S_1(\gamma) \frac{\gamma^2}{i} (-1) \right] \widehat{t_{t-1}} = \psi\gamma^2 \widehat{t}_t$$

$$\widehat{F_{21,t+1}} = \beta\gamma^{-1}\varepsilon^I i \left[S_{21}(\gamma) \frac{\gamma^3}{i} + S_2(\gamma) \frac{\gamma^2}{i} 2 \right] \widehat{t_{t+1}} = \beta\psi\gamma^2 \widehat{t_{t+1}}$$

$$\widehat{F_{22,t+1}} = \beta\gamma^{-1}\varepsilon^I i \left[S_{22}(\gamma) \frac{\gamma^3}{i} (-1) + S_2(\gamma) \frac{\gamma^2}{i} 2(-1) \right] \widehat{t}_t = -\beta\psi\gamma^2 \widehat{t}_t$$

rearranjando, temos:

$$\widehat{t}_t = \left(\frac{1}{1+\beta} \right) \left[\left(\frac{1}{\psi\gamma^2} \right) (\widehat{q}_t + \widehat{\varepsilon}_t^I) + \widehat{t_{t-1}} + \beta E_t[\widehat{t_{t+1}}] \right]$$

Utilidade Marginal do Consumo:

$$\widehat{u_{c,t}} = -\left(1 - \frac{\varrho}{\gamma}\right)^{-1} \left(\widehat{c}_t - \frac{\varrho}{\gamma} \widehat{c_{t-1}} \right)$$

Tendência do consumo suavizada:

$$\widehat{z}_t = (1-v)\widehat{z_{t-1}} + v\left(1 - \frac{\varrho}{\gamma}\right) \left(\widehat{c}_t - \frac{\varrho}{\gamma} \widehat{c_{t-1}} \right)$$

Trabalho:

$$\widehat{\omega}_t = \widehat{\chi}_t + \widehat{z}_t + \varphi \widehat{N}_t$$

FIRMAS:

Razão dos insumos de produção:

$$\widehat{k}_t - \widehat{N}_t = \widehat{\omega}_t - \widehat{r}_t^k$$

Custo marginal:

$$\widehat{mc}_t = (1 - \alpha)\widehat{w}_t + \alpha\widehat{r}_t^k - \widehat{\varepsilon}_t^a$$

PREÇOS:

Escolha de preços:

$$\begin{aligned} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s & \left\{ \left(y(P^* - \mathcal{M}_p^n mc) \right) \left[(\widehat{u}_{c,t+1} - \widehat{u}_{c,t}) + \widehat{y}_{l,t+s}(\varepsilon_p - 1) + \varepsilon_p \widehat{\varepsilon}_{p,t+s} \right. \right. \\ & \left. \left. + \mathcal{M}_{p,t+s}^n mc_{t+s} \right] + y(\varepsilon_p - 1) \left[P^* \widehat{P}_t^* - \mathcal{M}_p^n mc(\widehat{\mathcal{M}_{p,t+s}^n} + \widehat{mc}_{t+s}) \right] \right. \\ & \left. + y(\varepsilon_p - 1) \left[P^* \sum_{l=1}^s (\iota_p \widehat{\pi_{t+l-1}} - \widehat{\pi_{t+l}}) \right] \right\} = 0 \end{aligned}$$

aplicando as condições de estado estacionário, simplificamos a derivada para:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \left\{ [\widehat{P}_t^* - (\widehat{\mathcal{M}_{p,t+s}^n} + \widehat{mc}_{t+s})] + \sum_{l=1}^s (\iota_p \widehat{\pi_{t+l-1}} - \widehat{\pi_{t+l}}) \right\} = 0$$

iterando a equação acima para $t + 1$ e subtraindo a equação iterada, multiplicada por $\beta \lambda_p$, pela equação em t , temos:

$$[\widehat{P}_t^* - (\widehat{\mathcal{M}_{p,t}^n} + \widehat{mc}_t)] + E_t \sum_{s=1}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s (\iota_p \widehat{\pi_{t+s-1}} - \widehat{\pi_{t+s}}) + \sum_{s=1}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \widehat{P}_t^* - E_t \sum_{s=1}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \widehat{P}_{t+1}^* = 0$$

rearranjando, temos:

$$\widehat{P}_t^* = \beta \lambda_p E_t [\widehat{P}_{t+1}^*] + \beta \lambda_p (E_t [\widehat{\pi_{t+1}}] - \iota_p \widehat{\pi}_t) + (1 - \beta \lambda_p) (\widehat{\mathcal{M}_{p,t}^n} + \widehat{mc}_t)$$

Preço agregado:

$$\begin{aligned} 0 &= (1 - \lambda_p) [(1 - \varepsilon_p) P^{*1-\varepsilon_p} \widehat{P}_t^* - P^{*1-\varepsilon_p} \ln(P^*) \varepsilon_p \widehat{\varepsilon}_{p,t}] \\ &\quad + \lambda_p [(1 - \varepsilon_p) (\iota_p \widehat{\pi_{t-1}} - \widehat{\pi}_t) - \ln(1) \varepsilon_p \widehat{\varepsilon}_{p,t}] \\ \widehat{P}_t^* &= \left(\frac{\lambda_p}{1 - \lambda_p} \right) [\widehat{\pi}_t - \iota_p \widehat{\pi_{t-1}}] \end{aligned}$$

Dinâmica da inflação

Obtida juntando a equação linearizada da escolha de preços e do preço agregado.

$$\widehat{\pi}_t = \left(\frac{\iota_p}{1 - \beta \iota_p} \right) \widehat{\pi}_{t-1} + \left(\frac{\beta}{1 - \beta \iota_p} \right) E_t[\widehat{\pi}_{t+1}] + \left[\left(\frac{1 - \lambda_p}{\lambda_p} \right) \left(\frac{1 - \beta \lambda_p}{1 + \beta \iota_p} \right) \right] (\widehat{\mathcal{M}}_{p,t}^n + \widehat{m}c_t)$$

também podemos representar a dinâmica da inflação reescrevendo o termo do custo marginal como markup médio dos preços: $\widehat{m}c_t = -[\alpha(\widehat{r}_t^k - \widehat{\omega}_t) + \widehat{\varepsilon}_t^a + \widehat{\omega}_t] = -[\widehat{m}p_{l_t} - \widehat{\omega}_t] = -\widehat{\mathcal{M}}_{p,t}$:

$$\widehat{\pi}_t = \left(\frac{\iota_p}{1 - \beta \iota_p} \right) \widehat{\pi}_{t-1} + \left(\frac{\beta}{1 - \beta \iota_p} \right) E_t[\widehat{\pi}_{t+1}] - \left[\left(\frac{1 - \lambda_p}{\lambda_p} \right) \left(\frac{1 - \beta \lambda_p}{1 + \beta \iota_p} \right) \right] (\widehat{\mathcal{M}}_{p,t} - \widehat{\mathcal{M}}_{p,t}^n)$$

Markup de preços desejado (ou natural):

$$\widehat{\mathcal{M}}_{p,t}^n = -\widehat{\varepsilon}_{p,t} \left[\left(\frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} \right) - 1 \right]$$

Escolha de salários:

Da mesma forma que a derivada de preços, a derivada dos termos que multiplicam o termo entre chaves desaparecem por conta do estado estacionário do conteúdo entre chaves:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s \left\{ \bar{w} \widehat{w}_t - \mathcal{M}_w^n mrs(\widehat{\mathcal{M}}_{w,t+s}^n + \widehat{m}r\widehat{s}_{t+s}) + \bar{w} \left[\sum_{l=1}^s (\iota_w \widehat{\pi}_{t+l-1} - \widehat{\pi}_{t+l}) \right] \right\} = 0$$

Multiplicando por $\beta \lambda_w$ a equação acima iterada em $t + 1$ e substituindo da equação em t , temos:

$$\widehat{w}_t = \beta \lambda_w E_t[\widehat{w}_{t+1}] + \beta \lambda_w (E_t[\widehat{\pi}_{t+1}] - \iota_w \widehat{\pi}_t) + (1 - \beta \lambda_w) (\widehat{\mathcal{M}}_{w,t}^n + \widehat{m}r\widehat{s}_t)$$

Salário agregado:

$$\begin{aligned} & \varpi^{1-\varepsilon_w} [(1 - \varepsilon_w) \widehat{\omega}_t - \ln(\varpi) \varepsilon_w \widehat{\varepsilon}_{w,t}] \\ &= (1 - \lambda_w) \bar{w}^{1-\varepsilon_w} [(1 - \varepsilon_w) \widehat{w}_t - \ln(\bar{w}) \varepsilon_w \widehat{\varepsilon}_{w,t}] \\ &+ \lambda_w \varpi^{1-\varepsilon_w} [(1 - \varepsilon_w) (\iota_w \widehat{\pi}_{t-1} - \widehat{\pi}_t + \widehat{\omega}_{t-1}) - \ln(\varpi) \varepsilon_w \widehat{\varepsilon}_{w,t}] \\ & \widehat{\omega}_t = \left(\frac{1}{1 - \lambda_w} \right) [\widehat{\omega}_t - \lambda_w \widehat{\omega}_{t-1}] + \left(\frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \right) [\widehat{\pi}_t - \iota_w \widehat{\pi}_{t-1}] \end{aligned}$$

Dinâmica do salário

Obtida juntando a equação linearizada da escolha de salários e do salário agregado, somando e subtraindo $\widehat{\omega}_t$ dentro do termo entre parênteses com a taxa marginal de substituição e o markup natural de salários e, por fim, dividindo tudo por λ_w e rearranjando a expressão:

$$\widehat{\omega}_t = \left(\frac{1}{1+\beta}\right) (\widehat{\omega}_{t-1} + \iota_w \widehat{\pi}_{t-1}) + \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right) E_t [\widehat{\omega}_{t+1} + \widehat{\pi}_{t+1}] + \left(\frac{1+\beta\iota_w}{1+\beta}\right) \widehat{\pi}_t \\ - \left[\left(\frac{1-\lambda_w}{\lambda_w}\right) \left(\frac{1-\beta\lambda_w}{1+\beta}\right)\right] (\widehat{\mathcal{M}}_{w,t} - \widehat{\mathcal{M}}_{w,t}^n)$$

em que $\widehat{\mathcal{M}}_{w,t} = [\widehat{\omega}_t - \widehat{mrs}_t]$.

Dinâmica da inflação de salários

Basta substituir $\widehat{\omega}_t = (\widehat{w}_t - \widehat{P}_t)$ na expressão da dinâmica do salário, definir $\widehat{\pi}_t^w = (\widehat{w}_t - \widehat{w}_{t-1})$, e reorganizar:

$$\widehat{\pi}_t^w = \iota_w \widehat{\pi}_{t-1}^p + \beta E_t [\widehat{\pi}_{t+1}^w + \iota_w \widehat{\pi}_t^p] - \left[\left(\frac{1-\lambda_w}{\lambda_w}\right) \left(\frac{1-\beta\lambda_w}{1+\beta}\right)\right] (\widehat{\mathcal{M}}_{w,t} - \widehat{\mathcal{M}}_{w,t}^n)$$

E como podemos escrever $\widehat{\mathcal{M}}_{w,t} = \varphi \widehat{u}_t$, temos:

$$\widehat{\pi}_t^w = \iota_w \widehat{\pi}_{t-1}^p + \beta E_t [\widehat{\pi}_{t+1}^w + \iota_w \widehat{\pi}_t^p] - \left[\left(\frac{1-\lambda_w}{\lambda_w}\right) \left(\frac{1-\beta\lambda_w}{1+\beta}\right)\right] \varphi (\widehat{u}_t - \widehat{u}_t^n)$$

Markup de salário desejado (ou natural):

$$\widehat{\mathcal{M}}_{w,t}^n = -\widehat{\varepsilon}_{w,t} \left[\left(\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} \right) - 1 \right]$$

POLÍTICA MONETÁRIA:

$$\widehat{R}_t = \phi_R \widehat{R}_{t-1} + (1 - \phi_R) [\phi_\pi \widehat{\pi}_t + \phi_Y (\widehat{Y}_t - \widehat{Y}_t^*)] + \phi_{\Delta Y} [(\widehat{Y}_t - \widehat{Y}_t^*) - (\widehat{Y}_{t-1} - \widehat{Y}_{t-1}^*)] + \widehat{\varepsilon}_t^R$$

RECURSOS:

Demanda agregada:

$$\widehat{y}_t^d = \frac{c}{y} \widehat{c}_t + \frac{i}{y} \widehat{i}_t + \frac{r^k k}{y} \widehat{\mu}_t + \frac{g}{y} \widehat{g}_t$$

Oferta agregada:

$$\widehat{y}_t^s = \frac{k^\alpha N^{1-\alpha}}{y} (\widehat{\varepsilon}_t^a + \alpha \widehat{k}_t + (1 - \alpha) N_t)$$

$$= \Psi(\widehat{\varepsilon}_t^a + \alpha \widehat{k}_t + (1 - \alpha)N_t)$$

em que: $\Psi = \left(1 + \frac{\Phi}{y}\right)$.

Lei de movimento do estoque de capital:

$$\widehat{k}_t = \left(\frac{1 - \delta}{\gamma}\right) \widehat{k}_{t-1} + \left(1 - \frac{1 - \delta}{\gamma}\right) (\widehat{i}_t + \widehat{\varepsilon}_t^I)$$

Serviço do capital:

$$\widehat{k}_t = \widehat{\mu}_t + \widehat{k}_{t-1}$$