

Migrações interestaduais e intersetoriais dos trabalhadores formais da Região Sul do Brasil*

*Thais Waideman Niquito***

*Doutoranda em Economia Aplicada pela
Universidade Federal do Rio Grande do
Sul (UFRGS)*

*Igor Alexandre Clemente de Moraes****

*Doutor em Economia Aplicada pela
UFRGS*

*Leandro Machado Vendruscolo*****

*Graduando em Ciências Econômicas
pela UFRGS*

Resumo

Este artigo avalia o processo de migração interestadual e intersetorial dos trabalhadores da Região Sul do Brasil a partir de dados da RAISMIGRA de 2000 a 2008. Para tanto, foram calculadas as probabilidades de transição via Cadeia de Markov. Encontraram-se diferenças nessas, de acordo com a variável de controle. De uma maneira geral, a migração interestadual é baixa e ocorre mais entre os Estados de Santa Catarina e do Paraná. Evidencia-se também que, quanto menor a idade do trabalhador, maiores são as probabilidades de que esse tipo de migração ocorra. A migração intersetorial mostrou-se mais nítida, mas é menor entre os trabalhadores mais experientes. Além disso, os setores que apresentam maior probabilidade de reabsorção são a indústria, os serviços e a agropecuária.

Palavras-chave

Cadeias de Markov; migração; mercado de trabalho.

* Artigo recebido em ago. 2011 e aceito para publicação em jun. 2013.

** E-mail: twaideman@yahoo.com.br

*** E-mail: igor.morais@fiergs.org.br

**** E-mail: leandro.machado@fiergs.org.br

Abstract

This paper evaluates the process of interstate and intersectoral migration of formal workers in Brazil's South Region through data from RAISMIGRA between 2000 and 2008. Therefore, the probabilities of transitions were calculated using the Markov Chain method. Differences were found according to the control variable. Interstate migration is relatively low and occurs mostly between the States of Santa Catarina and Paraná. It is proved that the younger the worker, the greater the likelihood that such a migration occurs. Intersectoral migration proved to be even more clear, but it is lower among more experienced workers. Besides, industry, services and agriculture are the sectors with bigger probabilities of reabsorbing.

Key words

Markov Chain; migration; labor market.

Classificação JEL: J60, C20.

1 Introdução

Na teoria econômica, os processos de migração são entendidos como os movimentos de pessoas de um ambiente para outro, podendo ter caráter permanente ou temporário, e são segmentados em dois tipos. De um lado, têm-se as migrações internacionais, casos em que indivíduos se deslocam entre países (ver Hanson (2008, 2010) e Ortega; Peri (2009)). Conforme destacado por Biswas, McHardy e Nolan (2009), essas costumam ser unidirecionais, ou seja, ocorrem dos países pobres para os mais ricos, e, geralmente, o principal fator de motivação para o deslocamento é a possibilidade de auferir maiores salários.

De outro lado, têm-se as migrações internas, nas quais os indivíduos deslocam-se entre diferentes regiões de um mesmo país (ver Kaplan; Schulhofer-Wohl (2010) e Boustan; Fishback; Kantor (2008)). Nesse caso, segundo Biswas, McHardy e Nolan (2009), o fluxo é bidirecional e guiado, majoritariamente, pela troca de habilidades, ou seja, pelo ajustamento do mercado de trabalho, o que pode culminar no aumento de produtividade. Cabe ressaltar que, em países com grande dimensão territorial, como é o caso do Brasil, é natural que se tenham regiões com diferentes aspectos

culturais, linguísticos e de renda. Assim, a decisão de migrar internamente sofre influência não somente dos aspectos econômicos, mas também daqueles culturais e sociais.

A literatura internacional acerca do tema migrações destaca que as variáveis que afetam esses movimentos o fazem de duas formas. Segundo Bodvarsson e Van den Berg (2009), tanto condições indesejadas no local de origem quanto condições atrativas no local de destino são fortes incentivos para a migração, e esses incentivos podem ser divididos em quatro categorias: (a) incentivos negativos que induzem o indivíduo à emigração, como, por exemplo, pobreza, baixos salários, desemprego, discriminação, perseguição religiosa, guerra civil, imobilidade social, altos impostos, etc.; (b) incentivos positivos que atraem o indivíduo para o local de destino, como altos salários, emprego, direito de propriedade, liberdades pessoal, religiosa e econômica, melhores oportunidades educacionais, mobilidade social, etc.; (c) incentivos que induzem as pessoas a permanecerem em seu local de origem, como os laços familiares, obtenção de propriedade privada, certeza, privilégios políticos, etc.; e (d) incentivos que fazem com o que as pessoas não permaneçam no local de destino, como barreiras de linguagem, barreiras culturais, discriminação, incerteza, dentre outros.

Bodvarsson e Van den Berg (2009) destacam ainda que, quando os dois últimos incentivos são mais fortes em relação aos dois primeiros, é improvável que a migração ocorra em larga escala. Por outro lado, quando os dois primeiros incentivos são mais fortes em comparação aos dois últimos, a migração tende a crescer. Trabalhos desenvolvidos acerca desse tema mostram um padrão para os movimentos de migração, no qual pessoas mais jovens e com maior escolaridade têm maior tendência a migrar (ver Kennan; Walker (2008)).

Um dos aspectos que necessita ser levado em consideração no estudo dos processos de migração são as facilidades de ocorrerem em âmbito interno, visto que países podem colocar barreiras tanto de entrada quanto de saída aos indivíduos. Quanto aos movimentos de migração interna, destacam-se alguns trabalhos desenvolvidos na última década, que apontam os fatores econômicos como os maiores determinantes, tais como a renda *per capita* (ver Maza (2006) e Etzo (2008)), os diferenciais de taxa de desemprego e dos salários (ver Parikh; Van Leuvensteijn (2003)) e a renda esperada (ver Kennan; Walker (2008)). No caso do Brasil, não é diferente. A migração entre os estados sofre influência de vários fatores econômicos. Entretanto, conforme aponta Brito (2002), as características impulsionadoras desses movimentos mudam de acordo com o período analisado. Entre as décadas de 60 e 80 do século XX, os fluxos migratórios eram no sentido rural-urbano, passando, a seguir, a serem influenciados por diferenças de

desenvolvimento entre as regiões e, mais recentemente, pelo nível de qualificação da mão de obra.

A estabilidade macroeconômica conquistada após o Plano Real foi fundamental para o Brasil, uma vez que criou as condições que viabilizaram importantes transformações na estrutura produtiva. Nesse caso, destaque-se o mercado de trabalho, que, no período 2000-09, apresentou expressivos resultados em termos de taxas de crescimento da formalização. No início dessa década, o Brasil contava com 26,23 milhões de trabalhadores formais, representando 23,6% do total da população potencialmente ativa (PPA)¹. Em 2008, essa relação já estava em 31%. Entretanto, apesar dos bons números nesse período, nota-se que o ritmo de expansão dos empregos formais não foi uniforme entre as regiões do País. Em 2000, por exemplo, as Regiões Sul e Sudeste respondiam, em conjunto, por 71,2% da mão de obra formal brasileira. Embora o número de trabalhadores nesses locais não tenha deixado de crescer, seu ritmo foi consideravelmente inferior em comparação ao observado nas demais regiões. Como consequência, perderam participação e, em 2008, representavam 68,9% do total.

A teoria econômica aponta o fator trabalho como um dos principais insumos utilizados no processo de produção. A sua dinâmica responde ao comportamento da economia local, o que acaba por influenciar o processo de migração dos trabalhadores. Claramente, uma região ou país que cresce a taxas maiores acaba atraindo investidores e trabalhadores, com impactos sobre a definição de salários, a distribuição da renda e o bem-estar social, (ver Kennan; Walker (2008, 2010), Borjas (2009) e Grogger; Hanson (2008)).

Nesse sentido, é natural avaliar o processo migratório associando o mesmo às questões de emprego. Porém, ao se restringir o tema migrações populacionais à migração de trabalhadores, é importante ressaltar que, além das movimentações espaciais, também existem as movimentações entre setores de atividade econômica. E essa variável deve ser considerada justamente por influenciar a renda e, por consequência, a decisão de migrar. Assim, podem ser definidos quatro tipos de migração dos trabalhadores (McConnel; Brue; MacPherson, 1995): (a) mudança de emprego sem alteração da localidade nem do setor de atividade, como o indivíduo que é transferido de uma firma para outra localizada na mesma área; (b) mobilidade setorial, na qual o trabalhador troca de setor de atividade, permanecendo na mesma localidade; (c) mobilidade geográfica, quando o trabalha-

¹ A População Potencialmente Ativa é definida como aquela que possui entre 15 e 64 anos de idade. Os números aqui apresentadas foram calculados com base nos dados disponibilizados pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) para trabalhadores formais, através da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), e pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por meio das projeções populacionais.

dor migra para outra localidade e segue atuando no mesmo setor de atividade; e (d) a alteração da localidade do trabalhador acompanhada da sua mudança de setor de atividade.

Os estudos sobre migrações setoriais apontam diversos fatores de incentivo, como a taxa de desemprego e o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* (ver Ângulo; Mur (2005), trabalho sobre a Espanha) e a experiência e o nível de salários (ver Freguglia; Souza; Menezes Filho (2007), estudo focado no Brasil). No caso brasileiro, a disponibilidade de uma base de dados como a RAISMIGRA permite a avaliação específica dos processos de migração, tanto no que tange a movimentações geográficas quanto no que se refere às movimentações setoriais (ver Freguglia; Souza; Menezes Filho (2007), referente à indústria de transformação mineira, e Souza; Freguglia; Bastos (2010), que usa Modelos de Transição de Markov e *logit multinomial* para explicar as probabilidades de transição dos trabalhadores entre os grandes setores de atividade econômica).

Diversos fatores motivaram o presente estudo, dentre esses, podem-se citar: (a) a escassa literatura acerca do tema, principalmente no que tange à aplicação em nível estadual e a partir do uso dos microdados da RAISMIGRA; (b) o desejo de identificar se a similaridade econômica entre estados de uma mesma região, como é o caso daqueles situados ao sul do Brasil, é refletida em baixos fluxos migratórios; e (c) a necessidade de avaliar como o processo de migração se comportou diante da recente dinâmica de crescimento da produção interna e do processo de formalização do emprego.

Assim, o principal objetivo deste trabalho é avaliar, utilizando Modelos de Transição de Markov, o processo de migração dos trabalhadores da Região Sul que foram desligados de seus respectivos vínculos empregatícios, o que se realizou a partir de duas abordagens. Primeiramente, foi avaliado como se dá o processo de migração interestadual dos trabalhadores formais entre os estados dessa região e se fatores como gênero, idade e extensão do período no qual o trabalhador permanece fora do mercado de trabalho formal influenciam suas probabilidades de transição. Posteriormente, analisou-se a questão da migração intersetorial, porém restringindo-a a cada um dos estados da Região Sul. Além disso, também foi considerado de que forma diferentes fatores, tais como experiência e tempo transcorrido até o retorno desses trabalhadores ao mercado de trabalho formal, afetam as probabilidades de transição entre os setores da economia.

Os principais resultados apontam a existência de uma baixa migração interestadual entre 2000 e 2008. Quando são levadas em conta características dos trabalhadores como fatores determinantes do processo de migração, nota-se que essa ocorre com maior intensidade entre os homens e

entre os trabalhadores mais jovens. Ainda se observa que, quanto maior o tempo que o indivíduo leva até retornar ao mercado de trabalho formal, maior a probabilidade de que o mesmo realize migração estadual. No que tange às migrações intersetoriais, os resultados mostram que os setores com maior grau de reabsorção dos trabalhadores são a indústria, os serviços e a agropecuária. Quanto mais tempo o trabalhador passa fora do mercado de trabalho formal, maior a probabilidade de que, ao retornar, o faça em um setor diferente daquele no qual estava empregado no momento do desligamento. Além disso, quando um trabalhador realiza migração inter-setorial, são a indústria e os serviços os seus principais destinos.

O presente trabalho está dividido em três seções, além desta **Introdução**. Na seção 2, faz-se uma breve apresentação da base de dados utilizada, da metodologia para seleção e manipulação dos dados e dos Modelos de Transição de Markov. Na seção 3, analisam-se as estimativas para as migrações interestaduais e intersetoriais. Por fim, na última seção, estão as conclusões.

2 Aspectos metodológicos

Nesta seção, são descritos os aspectos metodológicos que guiam o presente estudo. Primeiramente, é feita uma breve explicação acerca da base de dados utilizada, e, a seguir, apresenta-se uma sucinta abordagem sobre Cadeias de Markov.

2.1 Base de dados

O Ministério do Trabalho e do Emprego disponibiliza uma ampla base de dados longitudinal — a RAISMIGRA—, que acompanha o trabalhador ao longo de toda sua vida profissional, no mercado de trabalho formal. A mesma é disponibilizada de duas formas distintas: RAISMIGRA-Vínculo, que permite estudos acerca de tempo de emprego e/ou desemprego; e RAISMIGRA-Painel, que permite a realização de estudos acerca de reinserção e migrações. Para uma descrição mais detalhada acerca dessa base de dados, ver Negri *et al.* (2001).

Como o objetivo do presente trabalho é avaliar o processo de migração dos trabalhadores, foi utilizada a base de dados da RAISMIGRA-Painel. Os cortes temporal e geográfico disponíveis para análise no momento de elaboração do presente estudo eram de 2000 a 2008 e a Região Sul do Brasil. Assim, foi feita uma análise dos processos de migração ocorridos para os trabalhadores alocados nessa região que foram desligados entre os

anos de 2000 e 2007, tendo permanecido fora do mercado de trabalho formal no ano do desligamento, e que retornaram entre 2001 e 2008.

O volume de informação contido nessa base de dados é muito extenso. A análise do retorno após um ano do desligamento, ou seja, dos trabalhadores desligados em t e reinseridos no mercado de trabalho formal em $t + 1$, realizou-se com base na soma daqueles desligados em 2000 que retornaram em 2001, desligados em 2001 que retornaram em 2002 e, assim, sucessivamente, até aqueles desligados em 2007 que retornaram em 2008. De forma análoga, a análise de retorno após dois anos do desligamento compreende a soma daqueles trabalhadores desligados em 2000 que retornaram em 2002, desligados em 2001 que retornaram em 2003 e, assim, subsequentemente, até aqueles desligados em 2006 que retornaram em 2008. A análise para o retorno dos trabalhadores após três, quatro, cinco, seis, sete e oito anos após o desligamento fez-se tendo como base a mesma metodologia de cálculo. Dessa forma, as probabilidades de transição são calculadas como uma frequência média. No agregado para os três estados da Região Sul e para todo o período considerado no presente trabalho, os resultados aqui apresentados derivam de uma amostra que contém 8.267.162 registros.

Apesar da riqueza de informação, o corte nos dados derivado do foco deste estudo acaba por impor algumas limitações. Primeiramente, restringe-se apenas àqueles trabalhadores que estavam empregados na Região Sul, que foram desligados e se reinseriram na mesma região. Assim, a amostra não abrange os trabalhadores que se mantiveram fora do mercado de trabalho durante todo o período analisado, nem tampouco aqueles que migraram para outros estados brasileiros. Ou seja, um trabalhador que tenha sido desligado em qualquer um dos três estados do sul do Brasil no ano 2000 e não mais retornou ao emprego com carteira assinada, nessa mesma região, até o ano de 2008 estaria fora da amostra aqui selecionada.

Um segundo fator de limitação é que a base de dados disponibiliza aquilo que o Ministério do Trabalho e do Emprego considera como “o melhor vínculo de um trabalhador”, ou seja, sua situação em dezembro de cada ano. Assim, se um trabalhador foi desligado no decorrer de determinado ano e readmitido no mercado de trabalho formal até dezembro daquele mesmo ano, ele entra para a base de dados como tendo vínculo, e não constarão registros de seu desligamento e de seu retorno, não sendo possível, nesse caso, analisar aspectos de migração.

Numa tentativa de mensurar a quantidade de trabalhadores sobre os quais não é possível se obterem essas informações, fez-se o cruzamento entre os dados disponibilizados através do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) — que informa quantos trabalhadores foram

desligados, mês a mês, ao longo do ano, não levando em consideração, portanto, o que ocorre com o trabalhador após o seu desligamento — e aqueles disponibilizados através da RAISMIGRA — que detêm apenas os dados referentes àqueles trabalhadores que permaneceram desligados até dezembro do ano de desligamento. Essa relação mostrou que, entre os anos de 2000 e 2008, cerca de 30% dos trabalhadores situados na Região Sul que foram desligados de seus vínculos empregatícios conseguiram retornar ao mercado de trabalho formal no mesmo ano do desligamento.

Portanto, o objetivo do presente trabalho e a característica da base de dados utilizada formam um conjunto de dados restrito apenas àqueles trabalhadores empregados na Região Sul do País que foram desligados ao longo de um determinado ano, permaneceram fora do mercado de trabalho formal nesse ano e, necessariamente, retornaram em qualquer um dos anos subsequentes, em qualquer um dos três estados.

2.2 Cadeias de Markov

Uma técnica útil para avaliar o processo de migração interestadual e intersetorial são as Cadeias de Markov. Considerando-se uma que seja finita, discreta e estacionária com três estados, sua matriz de probabilidade de transição pode ser dada por:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix} \quad (2.1)$$

onde $p_{ij} \geq 0$, $\sum_j p_{ij} = 1$, com $i = 1, \dots, k$. As probabilidades discretas são

dadas por $p_{ij} = d_{ij} / r_i$, onde d_{ij} representa o número de indivíduos no estado i que transitam para o estado j no período subsequente; e r_i é dado pelo número de indivíduos no estado i no período inicial, ou seja, $r_i = \sum_j d_{ij}$.

Como há dois principais objetivos a serem analisados neste artigo, foram definidos dois tipos de Matrizes de Probabilidades de Transição. Primeiramente, no que tange ao tema migrações interestaduais, que visa analisar como se deu o processo de migração dos trabalhadores formais entre os estados (sendo convencionado que, daqui em diante, se utilizarão

os símbolos P para o Paraná, S para Santa Catarina e R para o Rio Grande do Sul), foi definida uma Matriz de Probabilidades de Transição de ordem três, em que os estados possíveis são, respectivamente, os próprios estados:

$$P = \begin{bmatrix} p_{PP} & p_{PS} & p_{PR} \\ p_{SP} & p_{SS} & p_{SR} \\ p_{RP} & p_{RS} & p_{RR} \end{bmatrix} \quad (2.2)$$

Aqui, p_{PP} indica a probabilidade de um trabalhador formal que estava empregado no Estado do Paraná e foi desligado no ano t , tendo se reinserido no mercado de trabalho formal no ano $t+k$ ($k=1,...,8$), no próprio Estado do Paraná. Naturalmente, p_{PS} e p_{PR} são as probabilidades desse trabalhador migrar para os Estados de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul respectivamente. As demais linhas dessa matriz devem ser lidas de forma análoga.

Em segundo lugar, também são avaliadas as migrações setoriais dentro de cada um dos três estados da Região Sul. Nesse segundo ponto de análise, o foco está apenas naqueles trabalhadores que não realizaram migrações interestaduais, permanecendo, dessa forma, no estado em que estavam no momento do desligamento. Assim, a Matriz de Probabilidades de Transição é de ordem cinco, considerando-se, daqui em diante, os seguintes setores de atividade econômica²: indústria (I), construção civil (Cc), comércio (Co); serviços (S) e agropecuária (A). Assim,

$$P_e = \begin{bmatrix} p_{II} & p_{ICc} & p_{ICo} & p_{IS} & p_{IA} \\ p_{CcI} & p_{CcCc} & p_{CcCo} & p_{CcS} & p_{CcA} \\ p_{CoI} & p_{CoCc} & p_{CoCo} & p_{CoS} & p_{CoA} \\ p_{SI} & p_{SCc} & p_{SCo} & p_{SS} & p_{SA} \\ p_{AI} & p_{ACc} & p_{ACo} & p_{AS} & p_{AA} \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

onde e é cada um dos três estados, p_{II} indica a probabilidade de um trabalhador formal que estava empregado na indústria e foi desligado no ano t ser reinserido no mercado de trabalho formal do mesmo estado, no ano $t+k$ ($k=1,...,8$) e, além disso, tê-lo feito no mesmo setor de atividade.

² Esse corte setorial foi feito seguindo a definição de Grandes Setores da Fundação IBGE, que permite a comparação entre os diferentes anos da base de dados do Ministério do Trabalho e do Emprego.

Por sua vez, p_{ICc} , p_{ICo} , p_{IS} e p_{IA} são as probabilidades de esse trabalhador migrar para os setores de construção civil, comércio, serviços e agropecuária, respectivamente, sempre no mesmo estado. As demais linhas dessa matriz devem ser lidas de forma análoga.

3 Análise dos resultados

Esta seção tem como objetivo encontrar as probabilidades de transição associadas ao processo de migração interestadual na primeira parte e intersetorial na segunda parte. Além disso, também é investigado como diversas características do trabalhador, como, por exemplo, gênero, idade, experiência e tempo em que o mesmo demora até retornar ao mercado de trabalho formal, influenciam essas probabilidades entre os estados e também entre os setores.

3.1 Migrações interestaduais

A primeira parte desta seção avalia as probabilidades de transição interestaduais de um trabalhador entre os anos t e $t+1$. Conforme explicitado na seção 2, aqui foram contemplados os trabalhadores desligados em 2000 que retornaram em 2001, desligados em 2001 que retornaram em 2002 e, assim, subsequentemente, até aqueles que foram desligados em 2007 e retornaram em 2008. Essa metodologia de cálculo traz uma frequência média e impede que fatores conjunturais tenham peso expressivo sobre os resultados.

De acordo com os resultados mostrados na Matriz de Transição 3.1, a mesma é irreduzível, e todos os estados são acessíveis e comunicáveis.³ Além disso, as probabilidades p_{ii} são praticamente absorventes. Por exemplo, quando um trabalhador é desligado do mercado de trabalho formal do Paraná e retorna no ano seguinte ao desligamento, a probabilidade de que o faça no mesmo estado é de 96% ($p_{pp} = 0,96$). Quando isso ocorre no Rio Grande do Sul, a probabilidade de reabsorção é ainda maior, de 97%. O

³ Os valores contidos nas linhas da matriz, algumas vezes, não somam exatamente 1, podendo variar entre 0,99 e 1,01. Isso decorre do método de cálculo utilizado. Como explicado na seção 2, as probabilidades da Matriz de Transição são calculadas como frequências médias. Assim, quando os números são arredondados para duas casas decimais, podem ocorrer pequenas diferenças no valor da soma.

estado com menor grau de reabsorção, embora esse não seja desprezível, é Santa Catarina, com 94% ($p_{SS} = 0,94$).

$$P_{t/t+1} = \begin{bmatrix} 0,96 & 0,04 & 0,01 \\ 0,04 & 0,94 & 0,02 \\ 0,01 & 0,02 & 0,97 \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

Esses resultados preliminares sinalizam a existência de baixa migração interestadual, como mostram as probabilidades fora da diagonal principal, pelo menos para o período aqui analisado e considerando a reinserção do trabalhador no ano seguinte ao desligamento. De qualquer forma, a matriz também revela que existe uma maior relação de migração entre os Estados de Santa Catarina e do Paraná (p_{SP}, p_{PS}) do que entre esses dois e o Rio Grande do Sul.

Porém os dados agregados não consideram possíveis características peculiares do trabalhador. O mesmo exercício anterior foi feito filtrando esses para gênero, e seus resultados indicam que essa característica pouco influencia as probabilidades da Matriz de Transição.⁴ Nos Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul, há uma diferença marginal nas probabilidades de transição entre os dois gêneros, sendo os trabalhadores do sexo masculino ligeiramente mais inclinados a realizarem migrações interestaduais. No caso de Santa Catarina, essa diferença apresenta elevação, sendo que os trabalhadores do sexo masculino têm 93% de probabilidade de permanecerem na mesma localidade, frente a uma probabilidade de 97% por parte dos de sexo feminino. Novamente, a relação de migração interestadual para qualquer um dos gêneros revela maior relação entre os Estados do Paraná e de Santa Catarina do que entre esses e o Rio Grande do Sul.

Posteriormente, os dados foram filtrados pela idade, resultando em três grupos, que caracterizam os trabalhadores muito jovens, os adultos e aqueles próximos à aposentadoria, quais sejam: até 24 anos, de 25 a 49 anos e 50 anos ou mais.⁵ Destaca-se que essa idade é a do ano do desligamento, e é possível notar que esse fator não altera, em grande escala, as probabilidades encontradas anteriormente. Um resultado interessante é que, na margem, quanto mais elevada a idade do trabalhador, maior a probabilidade de que ele permaneça no mercado de trabalho do local onde teve seu último emprego formal.

⁴ Dada a pequena diferença, essas Matrizes de Transição foram colocadas no **Anexo A**.

⁵ As Matrizes de Transição foram colocadas no **Anexo B**.

Tal sinalização vai ao encontro da teoria econômica. De acordo com McConnel, Brue e MacPherson (1995), a idade é um fator determinante no que tange à probabilidade de migração. Para os autores, *coeteris paribus*, quanto mais velho é o indivíduo, menor é a probabilidade de que ele migre. Há vários determinantes para esse movimento. Dentre eles, podem-se mencionar o menor tempo que um indivíduo mais velho tem para recuperar os custos financeiros advindos da migração e o maior custo psicológico de uma pessoa com a idade mais elevada, uma vez que essa tende a ter laços mais fortes com a comunidade em comparação a uma pessoa mais jovem. Além disso, os custos de uma migração tendem a ser mais elevados, quando o indivíduo possui fortes laços familiares — um cônjuge empregado na localidade de origem e filhos em idade escolar podem diminuir consideravelmente a probabilidade de migração.

Destaca-se que os exercícios anteriores foram realizados considerando que os trabalhadores se recolocaram no mercado de trabalho formal no ano seguinte ao do desligamento. Sendo assim, uma questão interessante para se investigar é identificar se o tempo que o mesmo demora para conseguir outro emprego formal afeta essas probabilidades de transição. Para realizar esse cálculo, foram utilizadas Matrizes de Probabilidade de Transição para diferentes períodos de retorno, conforme metodologia explicitada na seção 2, e seus resultados estão no **Anexo C**.

De maneira geral, o tempo decorrido até o retorno dos trabalhadores afeta ligeiramente sua probabilidade de transição, indicando que, quanto mais tempo esse permanece fora do mercado de trabalho formal, maiores são as probabilidades de que ele realize uma migração interestadual. A diferença na probabilidade de o trabalhador permanecer no mesmo estado caso retorne ao mercado de trabalho formal no ano seguinte ao seu desligamento ou apenas após oito anos é de 0,03 p.p. a 0,04 p.p.

Por exemplo, um trabalhador desligado do mercado de trabalho formal do Paraná, ao ser readmitido apenas após oito anos passados da data de seu desligamento, tem probabilidade de 93% de permanecer no mesmo estado. Nos Estados de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul, essas probabilidades são de 90% e 93% respectivamente. Assim, a recolocação no mercado de trabalho formal até um ano após o desligamento pode ser um fator determinante no processo de migração. Se isso não ocorre, as chances de o mesmo migrar de estado aumentam na margem, e pouca diferença faz se esse novo emprego ocorre dois ou oito anos após a demissão.

Destaca-se que, entre os trabalhadores que saíram do mercado de trabalho formal do Paraná e migraram de estado, o principal destino, dentro da Região Sul, foi Santa Catarina. Da mesma forma, entre os trabalhadores que foram desligados do mercado de trabalho do Rio Grande do Sul e

migraram de estado, a maior parte foi para Santa Catarina. Por sua vez, entre os trabalhadores que saíram do mercado de trabalho formal de Santa Catarina e migraram para outros estados da Região Sul, a maior parte dirigiu-se para o Paraná.

Esses comportamentos podem indicar dois aspectos do movimento de migração dos trabalhadores. Primeiramente, os casos dos trabalhadores que saíram dos Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul evidenciam que esses preferem migrar para localidades geograficamente mais próximas, dado que, em ambos os casos, eles foram para o Estado de Santa Catarina, e que aqui se consideraram apenas as migrações realizadas dentro da Região Sul do País. Esse resultado encontra respaldo na literatura acerca do tema, que afirma que a probabilidade de migração varia inversamente de acordo com a distância que será percorrida (McConnel; Brue; Macpherson, 1995). Em segundo lugar, o caso dos trabalhadores que saíram do Estado de Santa Catarina indica que, quando a distância geográfica é similar, os trabalhadores optaram por migrar para o Paraná, melhor posicionado em relação ao Brasil e que apresentou maior dinamismo no mercado de trabalho, nos anos recentes.⁶

Em resumo, os Modelos de Transição de Markov aplicados ao processo de migração dos trabalhadores dos estados da Região Sul do País apresentaram estados quase absorventes no que tange à probabilidade de um indivíduo se reinserir no mercado de trabalho formal do mesmo local em que foi desligado. Conforme destacado por Ehrenberg e Smith (2000), um dos possíveis motivos para isso é o alto custo envolvido no processo de mudança geográfica. Ao migrar para um local diferente, o trabalhador enfrenta tanto custos diretos, como os relacionados à mudança, quanto custos indiretos, como os psicológicos causados por ter que se familiarizar a um novo ambiente.

3.2 Migrações intersetoriais

Apesar do alto grau de reabsorção dos trabalhadores por parte dos estados, investigado na seção anterior, é possível que existam processos de migração dos trabalhadores entre os setores de atividade econômica nesse mesmo estado. Para tal, foram calculadas, primeiramente, as Matrizes de Transição Setorial para cada um dos três estados, e a equação 3.2

⁶ Esse ponto é interessante e sinaliza a pequena atração do mercado de trabalho do Rio Grande do Sul no período analisado. Dados da Fundação IBGE sinalizam que, da população residente no Estado, apenas 4,2% são imigrantes.

mostra o resultado para o Estado do Paraná, seguindo a mesma ordem da equação 2.3.

Note-se que, no Estado do Paraná, os setores que apresentam maior reabsorção são os serviços e a agropecuária, com $p_{ii} = 0,63$ para ambos. Ou seja, quando um trabalhador é desligado de um desses setores e retorna ao mercado de trabalho formal no ano seguinte, a probabilidade de que o faça no mesmo setor é de 63%, em ambos os casos. Os demais setores reabsorvem pouco mais da metade dos trabalhadores que foram desligados no período anterior e retornaram ao mercado de trabalho formal.

$$P_{t/t+1}(PR) = \begin{bmatrix} 0,59 & 0,04 & 0,15 & 0,18 & 0,04 \\ 0,14 & 0,54 & 0,10 & 0,20 & 0,03 \\ 0,16 & 0,03 & 0,56 & 0,24 & 0,02 \\ 0,15 & 0,04 & 0,16 & 0,63 & 0,02 \\ 0,22 & 0,02 & 0,05 & 0,08 & 0,63 \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

Destaca-se também que os principais destinos dos trabalhadores que realizam migrações setoriais são os serviços e a indústria. No caso da indústria, isso é explicado por dois principais fatores. Primeiramente, pela grande parcela do mercado de trabalho paranaense que ela ocupa. Em 2008, de cada quatro indivíduos empregados no mercado de trabalho formal, no estado, um estava alocado na indústria. Além disso, outro fator que pode ter influenciado esse resultado é o elevado grau de crescimento do setor industrial registrado nos últimos anos.⁷ No caso dos serviços, um dos possíveis motivos para a absorção de trabalhadores advindos de outros setores é o elevado grau de participação do setor no total da mão de obra formal do estado (45,5%). Dessa forma, embora o crescimento dos serviços, nos anos recentes, tenha sido inferior à média registrada para o total da economia, sua grande representatividade possibilita que, em termos absolutos, seja gerado um número maior de vagas de emprego, atraindo os trabalhadores desligados dos demais setores.

Os resultados para Santa Catarina são mostrados na equação 3.3. Os setores que apresentam maior grau de reabsorção são os serviços ($p_{ss} = 0,69$), a agropecuária ($p_{AA} = 0,63$) e a indústria ($p_{II} = 0,63$). Também é possível notar uma forte migração intersetorial, em especial

⁷ De acordo com dados da produção física regional, a indústria do Paraná cresceu a uma média de 3,9% ao ano entre 2000 e 2008, consideravelmente superior à média registrada entre 1994 e 2000, que foi de 0,8%, e também superior à média de 2000-08 observada para o Brasil, de 3,4%, e para os outros dois estados do sul (Rio Grande do Sul, com 1,3%, e Santa Catarina, com 0,6%).

quando o destino é a indústria e os serviços. Por exemplo, para um trabalhador desligado no comércio, a probabilidade de que o mesmo seja recolocado, no ano seguinte, no setor industrial é de 19% ($p_{Col} = 0,19$) e no setor de serviços é de 23% ($p_{Cos} = 0,23$). Um ponto interessante é a baixa absorção por parte da agropecuária de trabalhadores advindos de outros setores — última coluna da matriz.

$$P_{t/t+1}(SC) = \begin{bmatrix} 0,63 & 0,03 & 0,14 & 0,17 & 0,03 \\ 0,15 & 0,54 & 0,10 & 0,19 & 0,03 \\ 0,19 & 0,03 & 0,53 & 0,23 & 0,02 \\ 0,15 & 0,03 & 0,12 & 0,69 & 0,02 \\ 0,15 & 0,04 & 0,07 & 0,11 & 0,63 \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

Por fim, a matriz para o Rio Grande do Sul é mostrada na equação 3.4, onde é possível notar uma expressiva probabilidade de reabsorção por parte da indústria ($p_{II} = 0,71$). Esse resultado pode ser considerado elevado, se comparado com o observado nos demais estados, e pode estar revelando questões específicas, como, por exemplo, o alto grau de especialização do trabalhador para desenvolver determinadas atividades, questões salariais, oferta de trabalho no município ou até aspectos culturais. Além disso, o mercado de trabalho na agropecuária destaca-se por seu alto grau de reabsorção ($p_{AA} = 0,70$), ou seja, os trabalhadores desse setor apresentam baixo grau de evasão. Outro resultado em linha com o apresentado para os demais estados é a alta absorção por parte da indústria, como pode ser visto na primeira coluna, e dos serviços, na quarta coluna, no que se refere aos trabalhadores advindos dos demais setores de atividade econômica.

$$P_{t/t+1}(RS) = \begin{bmatrix} 0,71 & 0,03 & 0,11 & 0,13 & 0,02 \\ 0,15 & 0,55 & 0,10 & 0,17 & 0,03 \\ 0,17 & 0,03 & 0,55 & 0,23 & 0,02 \\ 0,15 & 0,04 & 0,16 & 0,64 & 0,01 \\ 0,13 & 0,04 & 0,06 & 0,07 & 0,70 \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

Como forma de investigar a influência de outras características nesse processo migratório, os dados foram filtrados de acordo com a experiência do trabalhador. A princípio, espera-se que um trabalhador que possui maior experiência na execução de determinada tarefa obtenha maior probabilidade

de de reabsorção no setor em que estava empregado no momento do desligamento. Assim, foram calculadas, para cada estado da Região Sul, probabilidades de transição que fazem distinção em relação ao tempo que o trabalhador estava empregado em seu último vínculo.

A variável tempo de emprego foi utilizada de maneira diretamente proporcional, como *proxy* para experiência.⁸ Dessa forma, foram considerados três grupos de trabalhadores: aqueles com até 5,9 meses de trabalho (considerados pouco experientes), os com seis a 35,9 meses de trabalho (considerados relativamente experientes) e os com 36 meses ou mais (considerados experientes). Posteriormente, foram computadas as probabilidades de transição setorial entre os tempos t e $t + 1$. Os resultados podem ser observados na Tabela 1.

Na maior parte dos casos, a experiência do trabalhador tem influência positiva sobre a sua probabilidade de reabsorção por parte do setor no qual o mesmo estava empregado no momento do desligamento. No caso da indústria, nota-se que, no Estado do Paraná, a probabilidade de reabsorção dos trabalhadores menos experientes é de 54%, passando para 66% entre aqueles com maior experiência. Nos Estados de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul, essas probabilidades passam de 58% para 71% e de 69% para 77% respectivamente.

Nesse sentido, chamam atenção os casos do comércio e dos serviços. Nesses, a probabilidade de reabsorção dos trabalhadores mais experientes é consideravelmente maior em relação àqueles com menor experiência. No comércio, essas probabilidades vão de 47% para 70% no Paraná, de 43% para 69% em Santa Catarina e de 47% para 69% no Rio Grande do Sul. No setor serviços, destaca-se a diferença de probabilidades de reabsorção de acordo com a experiência do trabalhador nos resultados encontrados para Santa Catarina, onde os menos experientes têm probabilidade de reabsorção de 55% frente a uma probabilidade de 84% para os mais experientes.

⁸ Um problema em usar essa aproximação é que a base de dados utilizada indica o tempo de serviço apenas do último vínculo, desconsiderando, portanto, experiências anteriores. Entretanto, apesar da limitação apresentada, o tempo de serviço é a variável contida nessa base de dados que mais se aproxima do que seria a experiência do trabalhador.

Tabela 1

Probabilidades de transição setorial, por experiência do trabalhador, no Paraná,
em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul — 2000-08

(meses)

DISCRIMINAÇÃO	PARANÁ			SANTA CATARINA		
	Até 5,9	De 6 a 35,9	36 ou +	Até 5,9	De 6 a 35,9	36 ou +
Transição para a indústria						
Indústria	0,54	0,61	0,66	0,58	0,64	0,71
Construção civil	0,16	0,12	0,11	0,18	0,13	0,12
Comércio	0,18	0,16	0,12	0,23	0,19	0,13
Serviços	0,19	0,12	0,19	0,23	0,10	0,07
Agropecuária	0,22	0,21	0,26	0,13	0,19	0,20
Transição para a construção civil						
Indústria	0,05	0,03	0,03	0,04	0,03	0,02
Construção civil	0,49	0,58	0,58	0,48	0,59	0,62
Comércio	0,04	0,02	0,01	0,04	0,03	0,01
Serviços	0,05	0,03	0,02	0,04	0,02	0,01
Agropecuária	0,03	0,02	0,02	0,04	0,03	0,03
Transição para o comércio						
Indústria	0,16	0,14	0,13	0,15	0,14	0,11
Construção civil	0,11	0,09	0,09	0,10	0,09	0,10
Comércio	0,47	0,59	0,70	0,43	0,55	0,69
Serviços	0,18	0,16	0,11	0,15	0,11	0,07
Agropecuária	0,06	0,04	0,06	0,05	0,09	0,09
Transição para os serviços						
Indústria	0,20	0,17	0,16	0,20	0,17	0,14
Construção civil	0,21	0,18	0,21	0,21	0,17	0,15
Comércio	0,29	0,22	0,16	0,28	0,22	0,16
Serviços	0,54	0,67	0,77	0,55	0,75	0,84
Agropecuária	0,10	0,07	0,08	0,10	0,13	0,13
Transição para a agropecuária						
Indústria	0,05	0,04	0,02	0,03	0,02	0,02
Construção civil	0,03	0,02	0,01	0,04	0,02	0,01
Comércio	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01
Serviços	0,03	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01
Agropecuária	0,59	0,66	0,58	0,67	0,56	0,55

(continua)

Tabela 1

Probabilidades de transição setorial, por experiência do trabalhador, no Paraná, em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul — 2000-08

(meses)

DISCRIMINAÇÃO	RIO GRANDE DO SUL		
	Até 5,9	De 6 a 35,9	36 ou +
Transição para a indústria			
Indústria	0,69	0,71	0,77
Construção civil	0,17	0,13	0,16
Comércio	0,19	0,17	0,12
Serviços	0,19	0,13	0,10
Agropecuária	0,13	0,13	0,10
Transição para a construção civil			
Indústria	0,04	0,03	0,02
Construção civil	0,50	0,59	0,58
Comércio	0,04	0,03	0,02
Serviços	0,05	0,03	0,02
Agropecuária	0,04	0,03	0,02
Transição para o comércio			
Indústria	0,11	0,12	0,09
Construção civil	0,10	0,10	0,09
Comércio	0,47	0,57	0,69
Serviços	0,18	0,15	0,12
Agropecuária	0,06	0,08	0,07
Transição para os serviços			
Indústria	0,13	0,13	0,11
Construção civil	0,18	0,16	0,16
Comércio	0,27	0,22	0,17
Serviços	0,56	0,67	0,75
Agropecuária	0,06	0,09	0,07
Transição para a agropecuária			
Indústria	0,03	0,03	0,01
Construção civil	0,03	0,03	0,01
Comércio	0,02	0,02	0,01
Serviços	0,02	0,02	0,01
Agropecuária	0,71	0,71	0,74

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Brasil (2010).

Por fim, cabe mencionarem-se os resultados encontrados para a agropecuária, que são divergentes dos observados para os demais setores de atividade econômica. No Estado do Paraná, o trabalhador que apresenta maior probabilidade de reabsorção é aquele que possui de seis a 35,9 meses de tempo no emprego, no vínculo anterior. Além disso, chama atenção

o fato de que o trabalhador mais experiente (aquele com vínculo superior a três anos no emprego anterior) tem probabilidade de reabsorção inferior aos que são menos experientes (com menos de seis meses de experiência). No Estado de Santa Catarina, a probabilidade de reabsorção decresce, conforme aumenta a experiência do trabalhador. Dessa forma, os resultados mostram que, nesses dois estados, a experiência influi de forma negativa sobre as chances de o trabalhador alocado no setor agropecuário ser reabsorvido após seu desligamento.

Assim como no caso das migrações interestaduais, um ponto interessante de ser investigado aqui diz respeito ao tempo que o trabalhador leva para retornar ao mercado de trabalho formal. Os resultados sobre esse ponto estão disponíveis no **Anexo D**. O método utilizado para o cálculo dessas matrizes de transição foi explicitado na seção 2.

Para os três estados da Região Sul, em todos os setores, a probabilidade de reabsorção decresce conforme maior o tempo que o trabalhador permanece fora do mercado de trabalho, e isso ocorre mais expressivamente na indústria e na agropecuária. No Paraná, a probabilidade de reabsorção da indústria passa de 0,59, quando o trabalhador é reinserido no mercado de trabalho formal um ano após seu desligamento, para 0,36, quando isso ocorre apenas após oito anos. Em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul, essas probabilidades passam de 0,63 para 0,43 e de 0,71 para 0,41 respectivamente. Na agropecuária, por sua vez, essas taxas de reabsorção, para o mesmo período de retorno, caem de 0,63 para 0,37, de 0,63 para 0,38 e de 0,7 para 0,45 nos estados do Paraná, de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul, respectivamente.

Além disso, quanto maior o tempo que um trabalhador permanece fora do mercado de trabalho formal, maior a probabilidade de que aqueles empregados em outros setores de atividade econômica migrem para a indústria nos Estados do Paraná e de Santa Catarina. Quando se observam os mesmos dados referentes ao Estado do Rio Grande do Sul, nota-se que essa probabilidade ou se mantém inalterada, ou diminui. Um dos fatores que pode ter influenciado esses diferentes processos é o distinto ritmo de crescimento do número de trabalhadores formais empregados no setor dos estados. Claramente, espera-se que, quanto menor seja essa expansão, menor a capacidade de absorção da mão de obra advinda de outros setores.

Outro resultado que chama atenção refere-se ao aumento da probabilidade de migrar para o setor da construção civil, conforme maior o tempo que o trabalhador permanece fora do mercado de trabalho formal. Isso ocorre nos três estados da Região Sul do Brasil. Nos últimos anos, esse setor apresentou expressivo crescimento, o que, conseqüentemente, au-

mentou o dinamismo de seu mercado de trabalho. Assim, é possível que aqueles trabalhadores que se encontravam, há mais tempo, fora do mercado de trabalho formal encontrem oportunidades de voltarem a ser empregados na construção civil.

Nessa mesma linha de comparação, nota-se um aumento da probabilidade de migração para os setores de comércio e de serviços. Os resultados indicam que, após passarem um longo período de tempo sem conseguirem retornar ao mercado de trabalho formal, trabalhadores advindos dos demais setores de atividade econômica costumam reinserir-se nesses dois segmentos. Por fim, a probabilidade de transição dos demais setores para a agropecuária mantém-se estável, mostrando o baixo grau de mobilidade para este, independentemente de quanto tempo leve até que o trabalhador retorne ao mercado de trabalho formal.

4 Principais conclusões

O principal objetivo deste artigo é investigar o processo migratório no mercado de trabalho formal, entre os três estados da Região Sul do Brasil. Foram realizadas duas abordagens: migração interestadual e migração intersetorial.

No primeiro caso, os resultados apontam uma baixa migração, mesmo quando são controladas a influência do gênero do trabalhador e sua idade. Além disso, pode-se notar que há uma maior relação entre o mercado de trabalho dos Estados do Paraná e de Santa Catarina do que entre esses e o Rio Grande do Sul. Esse resultado pode estar refletindo questões geográficas, culturais e de estrutura de mercado. Complementarmente a essa sinalização, nota-se que, quanto mais tempo demora para o mesmo trabalhador conseguir um emprego formal, maior a probabilidade de migração interestadual.

Os resultados intersetoriais revelaram dois setores que apresentam alta reabsorção de trabalhadores — indústria e serviços — e, ao mesmo tempo, atraem trabalhadores de outros setores da economia. Destaque-se a indústria do Rio Grande do Sul, que apresenta as maiores probabilidades de reabsorção de trabalhadores e que pode estar revelando a influência de diferentes características desse setor em relação a outros estados. Quanto à migração, o setor onde há menor chance de colocação de trabalhadores de outros setores, em qualquer um dos três estados, é a agropecuária.

No que tange às migrações intersetoriais, também foram investigadas questões relacionadas à experiência do trabalhador, tendo sido notado que, quanto mais experiente for o trabalhador, maior é a probabilidade de que o

mesmo seja absorvido pelo mesmo setor do qual foi desligado. Por fim, é possível notar que, quanto mais tempo o trabalhador demora para se recolocar no mercado formal, menores são as probabilidades de que o faça no mesmo setor em que estava colocado no momento do desligamento.

O tema migrações é bastante amplo, permitindo diversos focos de pesquisa. Como sugestão para trabalhos futuros, pode-se estender o processo de investigação para o âmbito nacional, entre diferentes regiões do País, ou entre estados mais ricos e mais pobres. Ainda, o nível de detalhamento da base de dados permite que sejam realizados estudos no âmbito municipal e que diversas características do trabalhador sejam levadas em consideração para mensurar fatores determinantes dos processos migratórios.

Anexos

Anexo A

Matrizes de Transição Estadual, por gênero do trabalhador, no momento do desligamento

$$P_{t/t+1}(\text{homem}) = \begin{bmatrix} 0,95 & 0,04 & 0,01 \\ 0,05 & 0,93 & 0,03 \\ 0,01 & 0,02 & 0,96 \end{bmatrix}$$

$$P_{t/t+1}(\text{mulher}) = \begin{bmatrix} 0,97 & 0,03 & 0,01 \\ 0,02 & 0,97 & 0,01 \\ 0,01 & 0,02 & 0,98 \end{bmatrix}$$

Anexo B

Matrizes de Transição Estadual, por idade do trabalhador, no momento do desligamento

$$P_{t/t+1}(24anos) = \begin{bmatrix} 0,95 & 0,04 & 0,01 \\ 0,04 & 0,94 & 0,02 \\ 0,01 & 0,02 & 0,97 \end{bmatrix}$$

$$P_{t/t+1}(25-49anos) = \begin{bmatrix} 0,96 & 0,03 & 0,01 \\ 0,04 & 0,94 & 0,02 \\ 0,01 & 0,02 & 0,97 \end{bmatrix}$$

$$P_{t/t+1}(+50anos) = \begin{bmatrix} 0,97 & 0,03 & 0,01 \\ 0,03 & 0,95 & 0,02 \\ 0,01 & 0,01 & 0,98 \end{bmatrix}$$

Anexo C

Probabilidades de transição estadual, por tempo que o trabalhador leva para retornar ao mercado de trabalho formal, no Paraná, em Santa Catarina, e no Rio Grande do Sul — 2000-08

DISCRIMINAÇÃO	$t + 2$	$t + 3$	$t + 4$	$t + 5$	$t + 6$	$t + 7$	$t + 8$
Transição para o Paraná							
Paraná	0,94	0,94	0,94	0,93	0,93	0,93	0,93
Santa Catarina	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,07
Rio Grande do Sul	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,01
Transição para Santa Catarina							
Paraná	0,04	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06
Santa Catarina	0,92	0,91	0,91	0,91	0,90	0,90	0,90
Rio Grande do Sul	0,03	0,04	0,04	0,04	0,05	0,05	0,05
Transição para o Rio Grande do Sul							
Paraná	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Santa Catarina	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04
Rio Grande do Sul	0,96	0,95	0,95	0,94	0,94	0,93	0,93

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Brasil (2010).

Anexo D

Probabilidades de transição setorial, por tempo que o trabalhador leva para retornar ao mercado de trabalho formal, no Paraná, em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul — 2000-08

DISCRIMINAÇÃO	PARANÁ						
	<i>t</i> + 2	<i>t</i> + 3	<i>t</i> + 4	<i>t</i> + 5	<i>t</i> + 6	<i>t</i> + 7	<i>t</i> + 8
Transição para a indústria							
Indústria	0,49	0,44	0,42	0,41	0,40	0,39	0,36
Construção civil	0,14	0,14	0,14	0,13	0,14	0,12	0,10
Comércio	0,17	0,17	0,17	0,16	0,16	0,16	0,16
Serviços	0,16	0,16	0,15	0,16	0,16	0,16	0,16
Agropecuária	0,24	0,25	0,25	0,27	0,28	0,29	0,25
Transição para a construção civil							
Indústria	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06	0,07
Construção civil	0,50	0,48	0,48	0,46	0,47	0,45	0,52
Comércio	0,03	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05
Serviços	0,05	0,05	0,05	0,06	0,05	0,07	0,07
Agropecuária	0,05	0,05	0,06	0,07	0,06	0,08	0,07
Transição para o comércio							
Indústria	0,19	0,20	0,21	0,21	0,20	0,21	0,21
Construção civil	0,12	0,12	0,12	0,13	0,14	0,14	0,12
Comércio	0,48	0,45	0,43	0,41	0,41	0,40	0,42
Serviços	0,20	0,20	0,20	0,20	0,21	0,21	0,21
Agropecuária	0,09	0,10	0,11	0,10	0,11	0,11	0,10
Transição para os serviços							
Indústria	0,23	0,26	0,27	0,28	0,29	0,29	0,31
Construção civil	0,21	0,22	0,23	0,24	0,21	0,25	0,23
Comércio	0,29	0,33	0,34	0,36	0,36	0,37	0,35
Serviços	0,58	0,57	0,57	0,57	0,55	0,53	0,54
Agropecuária	0,14	0,16	0,16	0,18	0,17	0,19	0,22
Transição para a agropecuária							
Indústria	0,05	0,05	0,05	0,04	0,05	0,05	0,05
Construção civil	0,03	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,03
Comércio	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
Serviços	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02
Agropecuária	0,49	0,44	0,42	0,39	0,37	0,34	0,37

(continua)

Probabilidades de transição setorial, por tempo que o trabalhador leva para retornar ao mercado de trabalho formal, no Paraná, em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul — 2000-08

DISCRIMINAÇÃO	SANTA CATARINA						
	$t + 2$	$t + 3$	$t + 4$	$t + 5$	$t + 6$	$t + 7$	$t + 8$
Transição para a indústria							
Indústria	0,54	0,50	0,49	0,47	0,48	0,45	0,43
Construção civil	0,15	0,17	0,16	0,16	0,14	0,18	0,15
Comércio	0,20	0,20	0,19	0,20	0,20	0,21	0,22
Serviços	0,19	0,19	0,19	0,19	0,20	0,20	0,20
Agropecuária	0,20	0,21	0,22	0,24	0,25	0,29	0,27
Transição para a construção civil							
Indústria	0,04	0,04	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06
Construção civil	0,48	0,45	0,44	0,43	0,43	0,43	0,46
Comércio	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	0,04
Serviços	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06
Agropecuária	0,05	0,06	0,06	0,06	0,08	0,08	0,08
Transição para o comércio							
Indústria	0,16	0,17	0,17	0,18	0,17	0,19	0,19
Construção civil	0,11	0,11	0,12	0,12	0,13	0,14	0,09
Comércio	0,45	0,41	0,41	0,40	0,39	0,35	0,39
Serviços	0,17	0,18	0,18	0,17	0,18	0,19	0,20
Agropecuária	0,08	0,10	0,10	0,11	0,12	0,13	0,14
Transição para os serviços							
Indústria	0,22	0,25	0,26	0,27	0,27	0,27	0,28
Construção civil	0,22	0,23	0,25	0,25	0,27	0,22	0,28
Comércio	0,30	0,33	0,34	0,34	0,35	0,38	0,33
Serviços	0,57	0,57	0,56	0,56	0,55	0,53	0,52
Agropecuária	0,15	0,17	0,19	0,22	0,20	0,16	0,14
Transição para a agropecuária							
Indústria	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04
Construção civil	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02
Comércio	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
Serviços	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02
Agropecuária	0,51	0,46	0,44	0,38	0,35	0,35	0,38

(continua)

Probabilidades de transição setorial, por tempo que o trabalhador leva para retornar ao mercado de trabalho formal, no Paraná, em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul — 2000-08

DISCRIMINAÇÃO	RIO GRANDE DO SUL						
	$t + 2$	$t + 3$	$t + 4$	$t + 5$	$t + 6$	$t + 7$	$t + 8$
Transição para a indústria							
Indústria	0,58	0,53	0,50	0,47	0,46	0,44	0,41
Construção civil	0,16	0,15	0,15	0,14	0,15	0,14	0,15
Comércio	0,18	0,18	0,17	0,16	0,16	0,15	0,16
Serviços	0,16	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15	0,16
Agropecuária	0,15	0,16	0,16	0,15	0,16	0,15	0,14
Transição para a construção civil							
Indústria	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,07	0,10
Construção civil	0,49	0,46	0,45	0,43	0,42	0,41	0,41
Comércio	0,04	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,07
Serviços	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,05
Agropecuária	0,06	0,06	0,07	0,08	0,08	0,09	0,08
Transição para o comércio							
Indústria	0,15	0,16	0,17	0,18	0,18	0,18	0,18
Construção civil	0,12	0,13	0,14	0,14	0,16	0,15	0,14
Comércio	0,46	0,42	0,40	0,40	0,38	0,40	0,37
Serviços	0,19	0,19	0,19	0,19	0,19	0,20	0,19
Agropecuária	0,09	0,10	0,10	0,12	0,12	0,12	0,14
Transição para os serviços							
Indústria	0,19	0,22	0,24	0,26	0,27	0,27	0,28
Construção civil	0,19	0,21	0,21	0,24	0,23	0,24	0,25
Comércio	0,30	0,33	0,36	0,37	0,38	0,36	0,37
Serviços	0,59	0,59	0,59	0,59	0,58	0,57	0,57
Agropecuária	0,11	0,14	0,14	0,16	0,18	0,20	0,19
Transição para a agropecuária							
Indústria	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03	0,04	0,04
Construção civil	0,04	0,05	0,05	0,05	0,04	0,05	0,05
Comércio	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03
Serviços	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03
Agropecuária	0,60	0,54	0,52	0,49	0,46	0,44	0,45

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Brasil (2010).

Referências

ANGULO, A.; MUR, J. **Geographical labour mobility in Spain: a panel data approach**. [Amsterdam]: ERSa, 2005. (ERSa Conference Papers).

BISWAS, T.; MCHARDY, J.; NOLAN, M. A. **Inter-regional migration: the UK experience**. Sheffield: The University of Sheffield, 2009.

BODVARSSON, O. B.; VAN DEN BERG, H. **The Economics of Immigration: theory and policy**. New York: Springer, 2009.

BORJAS, G. J. **The analytics of the wage effect of immigration**. Cambridge, MA: NBER, 2009. (Working Paper, n. 14796).

BOUSTAN, L. P.; FISHBACK, P. V. KANTOR, S. **The effect of internal migration on local labor markets: american cities during the great depression**. Cambridge, MA: NBER, 2008. (Working Paper, n. 13276).

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **RAISMIGRA**. [Brasília, D. F.]: MTE, 2010.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **RAISMIGRA: Modelos Paineis e Vínculo — orientações para uso**. [Brasília, D. F.]: MTE, 2010a.

BRITO, F. Brasil, final de século: a transição para um novo padrão migratório? In: CARLEIAL, A. N. **Transições migratórias**. Fortaleza: IPLANCE, 2002. p. 15-54.

EHREMBERG, R. G.; SMITH, R. S. **Moderna Economia do Trabalho: teoria e política pública**. Rio de Janeiro: Makron Books, 2000.

ETZO, I. **Determinants of interregional migration in Italy: a panel data analysis**. Munich: MPRA, 2008. (MPRA Paper, n. 8637).

FREGUGLIA, R. S.; ALMEIDA, M. A. S.; SANTOS, D. M. A transição dos trabalhadores no mercado de trabalho formal: um estudo aplicado à indústria de transformação de Minas Gerais e Rio de Janeiro nos anos 90. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 377-410, 2004.

FREGUGLIA, R. S.; SOUZA, D. B.; MENEZES FILHO, N. A. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 129-150, 2007.

GROGGER, J.; HANSON, G. H. **Income maximization and the sorting of emigrants across destinations**. Cambridge, MA: NBER, 2008. (Working Paper, n. 13821).

HANSON, G. H. **International migration and human rights**. Cambridge, MA: NBER, 2010. (Working Paper, n. 16472).

HANSON, G. H. **The economic consequences of the international migration of labor**. Cambridge, MA: NBER, 2008. (Working Paper, n. 14490).

KAPLAN, G.; SCHULHOFER-WOHL, S. **Interstate migration has fallen less than you think**: consequences of hot deck imputation in the current population survey. Cambridge, MA: NBER, 2010. (Working Paper, n. 16536).

KENNAN, J.; WALKER, J. **The effect of expected income on individual migration decisions**. Cambridge, MA: NBER, 2008. (NBER Working Paper Series, n. 9585).

KENNAN, J.; WALKER, J. Wages, welfare benefits and migration. **Journal of Econometrics**, v. 156, n. 1, p. 229-238, 2010.

MAZA, A. Migrations and regional convergence: the case of Spain. **Jahrbuch fur Regionalwissenschaft**, v. 26, p. 191-202, 2006.

MCCONNELL, C. R.; BRUE, S. L.; MACPHERSON, D. A. **Contemporary labor economics**. New York: McGraw-Hill, 1995.

NEGRI, J. A. de *et al.* **Mercado formal de trabalho**: comparação entre os microdados da RAIS e da PNAD. Brasília, D. F.: IPEA, 2001. (Texto Para Discussão, n. 840).

ORTEGA, F.; PERI, G. **The causes and effects of international migrations**: evidence from OECD countries 1980-2005. Cambridge, MA: NBER, 2009. (Working Paper, n. 14833).

PARIKH, A.; VAN LEUVENSTEIJN, M. Internal migration in regions of Germany: a panel data analysis. **Applied Economics Quarterly**, Berlin, v. 49, p. 173-192, 2003.

PORTO JUNIOR, S. S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica espacial da renda *per capita* e crescimento entre os municípios da Região Nordeste do Brasil — uma análise markoviana. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** [Porto Seguro]: ANPEC, 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/E54.pdf>>. Acesso em: 23 ago. 2013.

SOUZA, K. B.; FREGUGLIA, R. S.; BASTOS, S. Q. A. Terceirização do emprego formal no Brasil: uma análise dos determinantes da mobilidade intersetorial. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. **Anais...** [Salvador]: ANPEC, 2010. Disponível em: <<http://www.estudosregionais.org.br/admin/upload/File/A194.pdf>>. Acesso em: 23 ago. 2013.

