

Corseuil, Carlos Henrique L.; Foguel, Miguel N.

Working Paper

Expansão econômica e aumento da formalização das relações de trabalho: Uma abordagem através das contratações

Texto para Discussão, No. 1571

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Corseuil, Carlos Henrique L.; Foguel, Miguel N. (2011) : Expansão econômica e aumento da formalização das relações de trabalho: Uma abordagem através das contratações, Texto para Discussão, No. 1571, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91180>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1571

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**EXPANSÃO ECONÔMICA E
AUMENTO DA FORMALIZAÇÃO
DAS RELAÇÕES DE TRABALHO:
UMA ABORDAGEM ATRAVÉS
DAS CONTRATAÇÕES**

**Carlos Henrique L. Corseuil
Miguel N. Foguel**

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

EXPANSÃO ECONÔMICA E AUMENTO DA FORMALIZAÇÃO DAS RELAÇÕES DE TRABALHO: UMA ABORDAGEM ATRAVÉS DAS CONTRATAÇÕES*

Carlos Henrique L. Corseuil**
Miguel N. Foguel**

* Gostaríamos de agradecer a ajuda que tivemos de Marina Águas e Júlio Silva.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: J42, O17, J62

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 ARCABOUÇO TEÓRICO	10
3 ANÁLISE DESCRITIVA	13
4 ANÁLISE DE REGRESSÃO	16
5 CONCLUSÕES	26
REFERÊNCIAS	27

SINOPSE

Este estudo investiga tanto teórica quanto empiricamente a relação entre expansão econômica e aumento do grau de formalização do mercado de trabalho brasileiro no período recente. Em termos teóricos, apresentamos um arcabouço, baseado em modelos de busca por emprego (*search models*), que procura explicar o aumento da formalização por meio da dinâmica de contratações de trabalhadores durante períodos de expansão da atividade econômica. As principais previsões desse arcabouço são de que o grau de formalização cresce à medida que a taxa de desemprego cai e o diferencial de salários entre trabalhadores formais e informais aumenta, pelo menos no início da expansão da economia. Na parte empírica, fazemos uso dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para testar se essas duas previsões se confirmam. Os resultados obtidos corroboram em larga medida ambas as previsões.

ABSTRACTⁱ

We investigate both theoretically and empirically the relationship between economic expansion and the degree of formalization of the Brazilian labor market in the recent period. Based on search models, we present a theoretical framework that attempts to explain the recent increase in the share of formal employment through the dynamics of hiring strategies of firms during the period of expansion of economic activity. The main predictions of this framework are that the share of formal employment rises as the unemployment rate falls and that the wage gap between formal and informal workers increases, at least at the beginning of the economic expansion. In the empirical part, we make use of data from the Pesquisa Mensal de Emprego (PME)/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) to check whether these two predictions are confirmed. To a large extent our results corroborate both predictions.

ⁱ. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (abstracts) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

Após atravessar intervalos relativamente curtos de crescimento e recessão no início da última década, a economia brasileira experimentou um período de contínua expansão entre 2003 e 2008.¹ Simultaneamente, ao longo desse período mais recente, foram observados um aumento significativo da formalização das relações de trabalho e uma clara tendência de queda na taxa de desemprego.² Nas duas décadas anteriores, não houve nenhum outro período em que esses indicadores tenham tido um desempenho tão positivo de forma tão duradoura.

O objetivo deste estudo é verificar até que ponto a expansão econômica, responsável pela queda do desemprego, pode ser apontada como um fator determinante também para o crescimento do grau de formalização mencionado anteriormente.

Sua principal contribuição é apresentar um arcabouço teórico sobre como se dá o crescimento do setor formal numa fase de expansão do ciclo econômico. Esse arcabouço tem como inspiração os modelos de busca por emprego (*search models*), mais especificamente o trabalho de Moscarini e Postel-Vinay (2009). O estudo também traz uma análise empírica cujo propósito é testar se algumas predições da teoria proposta são compatíveis com a dinâmica da formalização no mercado de trabalho metropolitano brasileiro no período entre 2003 e 2008.

O arcabouço teórico proposto foca na contratação, por parte das empresas formais, de trabalhadores provenientes do desemprego ou do setor informal.³ Segundo a teoria, a origem dos trabalhadores contratados pelas empresas formais é influenciada pelo ciclo econômico de tal forma que a participação do emprego dessas firmas cresce na fase de expansão da economia. O mecanismo, apresentado em seguida, parte do

1. De acordo com o Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos (CODACE, 2009), houve crescimento continuado do Produto Interno Bruto (PIB) entre o 3º trimestre de 2003 e o 3º trimestre de 2008 (21 trimestres no total), representando uma expansão acumulada de quase 30% nesse período.

2. Em termos do total de ocupações, houve um aumento de cerca de 8 milhões de postos de trabalho formais entre 2003 e 2007, o que significa um crescimento médio de praticamente 2 milhões de postos por ano (CORSEUIL; MOURA; RAMOS, 2009). O grau de formalização, entendido como a parcela dos empregos protegidos (empregados com carteira e funcionários públicos) e empregadores no total de ocupados, apresentou um aumento de 6,8 pontos percentuais (p.p.) entre 2001 e 2008 (CORSEUIL *et al.*, 2010).

3. Como o foco recai sobre as contratações para postos de trabalho formais, não abordaremos neste estudo como os fluxos de trabalhadores do setor formal para o desemprego e setor informal reagem ao ciclo econômico.

pressuposto de que trabalhadores desempregados tendem a ter um salário de reserva mais baixo do que aqueles indivíduos ocupando postos informais. Sendo assim, quando o desemprego é alto as firmas formais podem oferecer um salário baixo e contratar trabalhadores provenientes majoritariamente do desemprego. Na medida em que a economia se expande, o desemprego diminui e, pouco a pouco, as empresas formais oferecem salários maiores, passando a recrutar relativamente mais trabalhadores das firmas informais, aumentando assim o grau de formalização do mercado de trabalho. Para tanto, é necessário supor que as firmas informais sejam menos produtivas que as formais, não conseguindo assim ajustar os salários da mesma forma, o que, por sua vez, tende a aumentar o diferencial de salário formal-informal na fase inicial do ajuste.

A relação entre informalidade e ciclo econômico já foi objeto de investigação no Brasil. Em geral os estudos disponíveis se baseiam em arcabouços da tradição dualista (ou de segmentação), que remontam a Harris e Todaro (1970). Talvez a melhor referência desta tradição seja a análise de Fields (1975), que, de certa forma, generaliza o arcabouço de Harris e Todaro (1970). Três hipóteses são marcantes nesse arcabouço:

- existência de restrições (ainda que parciais) ao fluxo direto de trabalhadores entre os setores informal e formal;
- determinação exógena (atribuída a aspectos institucionais) do salário no setor formal; e
- a influência do ciclo econômico é considerada por meio de choques de demanda restritos ao setor formal.

Temos pelo menos dois motivos para apresentar uma teoria alternativa. Em primeiro lugar, e conforme exposto em Barros, Mello e Pero (1993), o arcabouço dualista não é compatível com um fato já observado em outros períodos no Brasil, qual seja, que o diferencial de salário formal-informal é pró-cíclico. Em segundo lugar, a imposição de restrições ao fluxo direto de trabalhadores entre os setores informal e formal foi contestado empiricamente por Bosch, Goni e Maloney (2007), entre outros.

Sendo assim, procuraremos relaxar no nosso arcabouço as três hipóteses acima que formam o pilar do arcabouço dualista.

Recentemente outros autores também sugeriram modelos alternativos ao de segmentação para estudar a relação entre informalidade e ciclo econômico. Boeri e

Garibaldi (2007) e Bosch e Esteban-Pretel (2009) propõem arcabouços teóricos nos quais se pode prever como o grau de (in)formalização dos trabalhadores se relaciona com o ciclo econômico relaxando as duas últimas hipóteses recém-mencionadas. Ambos se baseiam em extensões do modelo de *matching* de Mortensen e Pissarides (1994), em que se incorpora um setor informal. Os artigos têm previsões compatíveis com fatos do mercado de trabalho brasileiro. No entanto, o pressuposto de restringir o fluxo direto de trabalhadores entre postos formais e informais permanece presente em ambos os artigos, o que representa uma limitação.⁴

Na parte empírica, ambos os trabalhos mencionados acima fazem uso dos dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na versão anterior à mudança metodológica ocorrida em 2002.⁵ Boeri e Garibaldi (2007) se limitam a documentar uma correlação positiva entre desemprego e informalidade. Além de confirmar esse mesmo resultado, Bosch e Esteban-Pretel (2009) também documentam a relação entre ciclo econômico e as taxas de contratação e separação nos setores formal e informal, separadamente, bem como a relação entre ciclo econômico e o fluxo de trabalhadores entre esses dois setores.

Também fazemos uso da PME no presente artigo. Nossa principal contribuição na dimensão empírica reside em explorar o caráter longitudinal dessa base de dados, para testar um mecanismo específico à nossa teoria. Nesse sentido identificamos se um trabalhador recém-contratado num posto com carteira assinada veio do desemprego ou de um posto informal, e podemos ver como a posição anterior do trabalhador varia com a taxa de desemprego agregada, controlando por suas características individuais observáveis.⁶ No que diz respeito aos salários, nos propomos a investigar em que medida o diferencial formal-informal varia com o desemprego, controlando por características observáveis e não observáveis (pelo analista) do trabalhador. Uma contribuição adicional foi ter usado dados mais recentes, referentes ao período 2003-2008.

4. Cabe ressaltar que esses artigos consideram um canal de fluxo direto entre os setores formal e informal, via posto de trabalho. Ou seja, apesar de ser vedado o fluxo do trabalhador entre um posto informal e outro formal (sem passar pelo desemprego), é admitida a hipótese de que um posto informal seja formalizado, fazendo assim com que o trabalhador que o ocupe migre de setor.

5. Boeri e Garibaldi (2007) usam dados do período entre 1982 e 2002, enquanto Bosch e Esteban-Pretel (2009) se restringem ao período entre 1987 e 2001.

6. Na análise empírica utilizaremos também uma forma alternativa de demarcar os grupos de trabalhadores informais e desempregados. Especificamente, incluiremos no primeiro grupo os trabalhadores por conta própria e no segundo os indivíduos inativos.

Cabe ressaltar que existem outros fatores apontados na literatura como candidatos a explicar a queda recente na informalidade no Brasil. Entre eles podemos citar: expansão do crédito para as empresas (CATÃO; PAGES; ROSALES, 2009), simplificação tributária para pequenas e médias empresas (CORSEUIL; MOURA, 2010; SIMÃO, 2009), aumento de escolaridade da força de trabalho (MELLO, 2010) e fiscalização das leis trabalhistas (ALMEIDA; CARNEIRO 2007; SIMÃO, 2009).

O restante do artigo está estruturado da seguinte maneira. A seção 2 traz uma exposição informal do nosso arcabouço teórico. A parte empírica do trabalho se divide entre as seções 3 e 4, onde a primeira traz algumas estatísticas descritivas relacionadas aos fatos que queremos explicar, e a segunda os resultados de estimativas dos parâmetros que permitem testar as nossas hipóteses. A última seção está dedicada às conclusões.

2 ARCABOUÇO TEÓRICO

Nosso arcabouço consiste em uma adaptação do modelo de busca por emprego de Moscarini e Postel-Vinay (2009), o qual é uma extensão do modelo seminal desenvolvido por Burdett e Mortensen (1998). Inicialmente, apresentamos a mecânica de funcionamento e algumas predições do modelo originalmente proposto por Moscarini e Postel-Vinay. Posteriormente, com base em algumas hipóteses, trasladamos o modelo e suas predições para um mercado de trabalho com firmas formais e informais.

Supõe-se que todos os trabalhadores são idênticos e que as firmas se diferem em relação ao nível de produtividade. A informação não flui de forma perfeita no mercado de trabalho, o que faz com que firmas e trabalhadores devam encarar um processo de busca pela outra parte. Além de os desempregados buscarem um emprego, os trabalhadores empregados também podem buscar um emprego melhor. Como resultado desse processo, a todo instante qualquer trabalhador, desempregado ou não, tem uma probabilidade grande de receber uma proposta de emprego.⁷ A decisão de aceitar ou não tal proposta depende da comparação do valor presente do salário oferecido com o salário de reserva do trabalhador. O salário de reserva vem a ser o valor que iguala o valor presente do fluxo de utilidade esperado na posição em que

7. A probabilidade varia entre aqueles que estão empregados e os que estão desempregados.

o trabalhador está. Portanto, é de se esperar que o salário de reserva do trabalhador desempregado seja o menor de todos.

Na outra ponta do mercado de trabalho as firmas produzem um produto homogêneo usando uma tecnologia com retornos constantes de escala. O contexto de informação imperfeita gera um poder de monopólio para as firmas no mercado de trabalho que lhes permite oferecer salários menores do que o nível da produtividade do trabalho. Logo, sempre será vantajoso para as firmas oferecer vagas, e o tamanho será limitado pela dificuldade de achar trabalhadores para preencher essas vagas.

As firmas escolhem trajetórias salariais a serem oferecidas a todo e qualquer trabalhador independentemente do seu nível de experiência e de seu estado no mercado de trabalho.⁸ Essa escolha deve maximizar o valor presente do fluxo de lucro esperado, obedecendo à restrição imposta por um salário mínimo (SM) legal, bem como levando em consideração a dinâmica das variáveis de estado desse problema de maximização.⁹ Moscarini e Postel-Vinay (2009) mostram que a trajetória salarial a ser ofertada depende da produtividade da firma, de forma que as trajetórias oferecidas por firmas mais produtivas tendem a ser mais vantajosas para os trabalhadores do que as oferecidas por firmas menos produtivas.¹⁰ Outro resultado que segue é que as firmas mais produtivas empregarão mais trabalhadores do que as menos produtivas. Sendo assim, os trabalhadores transitarão de emprego apenas em uma direção: de uma firma menos produtiva para uma mais produtiva, o que também quer dizer de uma firma menor para uma firma maior.

A argumentação de Moscarini e Postel-Vinay (2009) pode ser resumida da seguinte maneira. Considere uma economia começando a sair de uma recessão e prestes a atravessar um período continuado de aumento do nível de atividade, com queda do desemprego. No primeiro momento, as firmas concentram suas novas contratações em

8. Essa é talvez a principal contribuição dos autores em relação ao arcabouço de Burdett e Mortensen (1998), que consideram a escolha de um valor fixo para o salário ofertado pelas firmas.

9. As variáveis de estado desse problema são o número de empregados na firma e o valor do emprego auferido pelo trabalhador. A formulação detalhada do problema pode ser conferida nas equações de (1) a (4) de Moscarini e Postel-Vinay (2009).

10. Os autores se restringem a analisar equilíbrios que preservem o *ranking* de produtividade das firmas ao longo do tempo. Ou seja, se em algum momento uma firma oferece uma trajetória mais vantajosa para o trabalhador do que outra isso deve valer para todos os demais instantes do tempo.

trabalhadores provenientes do desemprego dada a abundante oferta de trabalhadores nessa situação, e também pelo fato de ser possível atraí-los com salários relativamente baixos.

À medida que o tempo passa, o desemprego tende a diminuir e começa a ficar mais difícil recrutar trabalhadores dessa fonte. No entanto, parte dos desempregados se emprega em firmas pequenas e continua buscando emprego em firmas maiores. Logo, o total de empregados em firmas relativamente pequenas aumenta enquanto o desemprego diminui. Assim, aumentam as chances de uma firma grande contratar um empregado de uma firma pequena à medida que o desemprego diminui. Esse fluxo dos trabalhadores das firmas pequenas para as grandes faz crescer a participação dos empregados nas firmas grandes no total do emprego durante a recuperação da economia.¹¹ Esta é a principal predição a ser explorada neste artigo.

Outra predição digna de nota se refere ao comportamento do diferencial de salário entre firmas maiores e menores. Com a expansão econômica, o nível de emprego ótimo tende a crescer em todas as firmas, que passam a aumentar o valor das respectivas ofertas feitas aos trabalhadores. No entanto, as firmas maiores são capazes de oferecer um valor mais alto do que as menores (devido ao diferencial de produtividade associado ao diferencial de tamanho). Logo, num primeiro momento o diferencial de salário entre firmas maiores e menores tende a aumentar na medida em que o desemprego diminui. Pode-se mostrar, entretanto, que esse movimento do diferencial de salários se reverte em algum ponto do tempo, passando a diminuir na medida em que a economia se aproxima do estado estacionário.¹²

Exploraremos essas predições com base em uma adaptação que considera a coexistência dos setores formal e informal na economia brasileira. Destaque-se que os maiores níveis de emprego e salário associados às firmas grandes resultam do fato de serem essas firmas, antes de tudo, mais produtivas. Assim, toda a descrição formulada para a evolução do emprego entre firmas grandes e pequenas pode ser reformulada para firmas muito produtivas e pouco produtivas, respectivamente. Se considerarmos que

11. No início do período de recuperação da economia, enquanto as firmas grandes se limitam a recrutar trabalhadores desempregados, pode acontecer um aumento na participação das firmas pequenas no emprego, caso estas tenham maior representatividade na economia e tornem o contato de um desempregado com elas mais provável do que com as firmas grandes.

12. Elaboramos uma prova desse resultado, que está disponível mediante requerimento por parte do leitor interessado.

as firmas do setor formal são mais produtivas do que as do setor informal, a adaptação do arcabouço teórico torna-se imediata. Nossa proposta é, portanto, considerar uma divisão das firmas em formais e informais em vez de grandes e pequenas.¹³

De acordo com essa versão da teoria, deveríamos observar a participação do emprego formal crescendo num período de expansão da economia, principalmente do meio para o final desse período. Esse crescimento seria baseado num fluxo de trabalhadores das firmas informais para as formais. Deveríamos esperar também que o diferencial de salário formal-informal aumentasse ao longo do período de expansão. No restante deste estudo, verificaremos se os dados para o mercado de trabalho metropolitano brasileiro para o período de 2003 a 2008 corroboram essas previsões.

3 ANÁLISE DESCRITIVA

Utilizaremos os dados da PME, que trazem informações sobre desemprego, emprego com carteira assinada, emprego sem carteira assinada e a transição dos trabalhadores entre esses estados do mercado de trabalho. Para obter esse último tipo de informação usaremos o caráter longitudinal da PME.

Nosso objetivo nesta seção é analisar de forma preliminar se, quando a taxa de desemprego cai:

- a participação dos trabalhadores com carteira entre os empregados na esfera privada tende a aumentar; e
- o fluxo de trabalhadores de postos sem carteira para com carteira tende a crescer relativamente ao fluxo de desempregados para com carteira.

O gráfico 1 traz evidências sobre o primeiro ponto, mostrando a evolução tanto da taxa de desemprego como da participação dos trabalhadores com carteira no total de empregos do setor privado (daqui em diante chamaremos esse indicador de taxa de formalização). A olho nu, as séries parecem ser negativamente correlacionadas, como prediz a teoria, ou seja, em períodos de queda da taxa de desemprego haveria um

13. Implicitamente, estamos assumindo que as firmas oferecem apenas um tipo de posto de trabalho, de forma que ou todos os empregados são formais ou todos são informais.

aumento da taxa de formalização. Esse fenômeno aparece de forma mais evidente no gráfico a partir dos últimos meses de 2004. A fim de ter um indicador mais preciso dessa relação calculamos o coeficiente de correlação (r) dessas séries. O resultado não só confirma nossa suspeita de uma correlação negativa, como indica uma magnitude expressiva de $-0,76$.

GRÁFICO 1
Evolução da participação do emprego com carteira e da taxa de desemprego



A análise do segundo ponto requer a utilização de um indicador construído a partir de informações de fluxos entre posições na ocupação que não estão disponíveis nas informações divulgadas pelo IBGE, e requer, portanto, o processamento dos microdados da PME explorando o caráter longitudinal da pesquisa.¹⁴ O nosso indicador deve captar em que medida as firmas com postos formais passam a recrutar relativamente

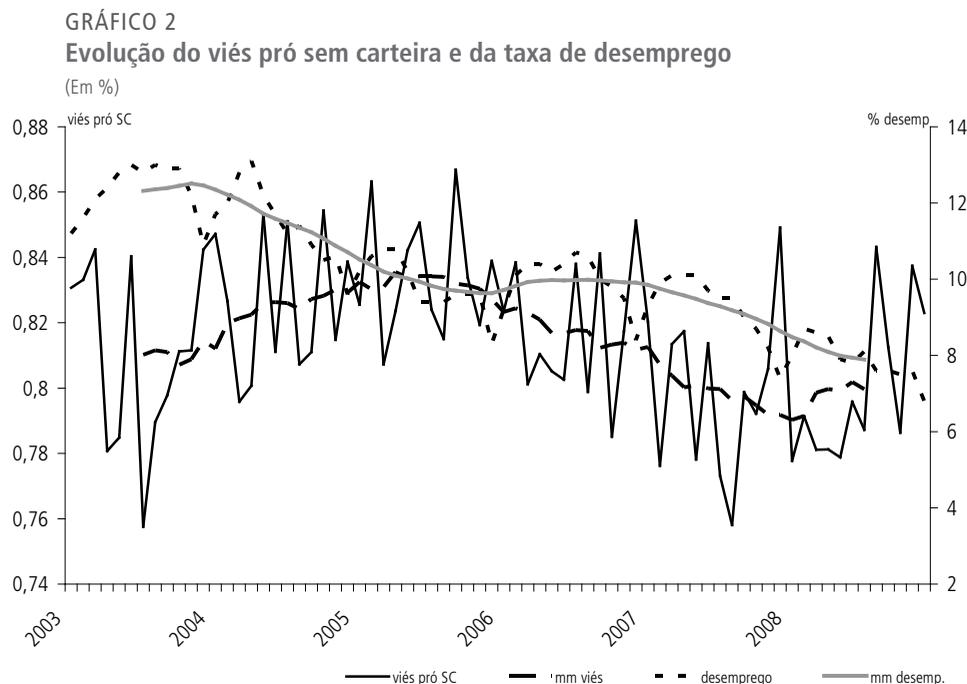
14. Tipicamente um domicílio na amostra da PME é entrevistado por quatro meses consecutivos, sai da amostra nos próximos oito meses, e retorna um ano após a primeira entrevista para outra bateria de entrevistas por quatro meses consecutivos. Apesar de não haver um código identificador do indivíduo, é possível identificar o domicílio. Dessa forma, assumimos que podemos identificar os indivíduos quando aparecem observações com a mesma data de nascimento, o mesmo sexo, e morando no mesmo domicílio em duas entrevistas consecutivas (ver maiores detalhes em RIBAS; SOARES, 2008). Note-se que deixamos de fora da nossa amostra os episódios de entrevistas consecutivas que são espaçadas por mais de um mês, o que tipicamente ocorre entre a quarta e a quinta entrevistas.

mais ou menos trabalhadores das firmas com postos informais *vis-à-vis* a quantidade de trabalhadores desempregados recrutados. Assim, construímos o seguinte indicador, que chamaremos de viés pró sem carteira no processo de recrutamento do setor formal:

$$Z_t = \text{fluxo}(SC_{t-1} \rightarrow CC_t) / [\text{fluxo}(SC_{t-1} \rightarrow CC_t) + \text{fluxo}(DES_{t-1} \rightarrow CC_t)]$$

onde o numerador representa o número de trabalhadores que passaram a ocupar postos com carteira (*CC*) no mês *t*, provenientes de postos de trabalho sem carteira (*SC*) no mês anterior (*t-1*). Já o denominador incorpora também o fluxo proveniente do desemprego.

As linhas finas no gráfico 2 mostram a evolução desse indicador juntamente com a evolução da taxa de desemprego entre 2003 e 2008. Nesse caso é muito mais difícil enxergar uma eventual associação entre as séries, em parte pela alta volatilidade demonstrada pelo nosso indicador de fluxo. De fato, o coeficiente de correlação entre essas séries é de 0,01, mostrando que, pelo menos no período inteiro de 2003 a 2008, parece não haver uma associação entre a taxa de desemprego e o viés pró sem carteira no recrutamento do setor formal.



Fonte: Microdados da PME.

Contudo, uma correlação nula no período completo pode ser causada por correlações não nulas e com sinais trocados em subperíodos distintos que se cancelam quando consideramos o período inteiro. A fim de elucidar se de fato os movimentos não são relacionados em nenhum momento entre 2003 e 2008, “suavizamos” ambas as séries calculando as respectivas médias móveis centradas de 12 meses, ilustradas com linhas mais grossas no gráfico 2.

Essas séries suavizadas resgatam uma informação que não era evidente nas séries originais. Especificamente, é possível observar que até o final de 2006 as séries são claramente correlacionadas negativamente, e em seguida, de 2007 a meados de 2008, tornam-se positivamente correlacionadas. De fato, o coeficiente de correlação das séries brutas, que é de 0,01 para o período todo, como já visto, passa para $-0,41$ quando consideramos o subperíodo 2003-2006 (inclusive). Assim, podemos dizer que na maior parte do período analisado o viés pró sem carteira no recrutamento do setor formal é de fato negativamente relacionado com o desemprego, como previsto pelo arcabouço teórico exposto na seção 2.

4 ANÁLISE DE REGRESSÃO

4.1 ANÁLISE DAS PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO

É importante notar que as correlações diagnosticadas acima podem estar sendo motivadas por mecanismos diferentes daquele proposto pela teoria. Por exemplo, a composição tanto do grupo de trabalhadores sem carteira como dos desempregados em relação a atributos produtivos (escolaridade, experiência) ou passíveis de discriminação (cor, gênero) pode variar de tal forma que o primeiro grupo se torna mais atrativo que o segundo para as empresas formais. Em outras palavras, se os trabalhadores informais mudaram suas características produtivas ao longo do tempo relativamente aos desempregados, é possível que as empresas formais contratem proporcionalmente mais trabalhadores do primeiro grupo simplesmente porque passaram a demandar mão de obra com os atributos produtivos mais abundantemente ofertados pelos trabalhadores informais.

O objetivo desta seção será, portanto, testar se o resultado qualitativo da seção anterior continua valendo ao incorporarmos possíveis influências de características individuais nesse processo. A nossa amostra básica se restringe a trabalhadores recém-contratados num

emprego com carteira assinada, provenientes ou do desemprego ou de um emprego sem carteira, no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2008.

Usamos especificações alternativas de modelos de regressão para testar a hipótese que nos interessa. A probabilidade a ser estimada pode ser expressa da seguinte forma:

$$P(y_{it} = 1 | X_{it}, u_{rt}) = \Lambda (X_{it}' \cdot \beta + u_{rt} \cdot \delta) \quad (1)$$

onde $\Lambda (\cdot)$ denota a função logística e y_{it} vale 1 se o indivíduo i recém-contratado num emprego com carteira no mês t estava num emprego sem carteira no mês $(t - 1)$, e 0 se estava desempregado. A variável u_{rt} denota a taxa de desemprego na região metropolitana (RM) r (Porto Alegre, São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador e Recife) e X_{it} é um vetor de controles que especificaremos de maneiras alternativas. A primeira contém apenas variáveis *dummies* para as seguintes características individuais: educação, sexo, idade e cor. Na segunda introduzimos *dummies* para captar a sazonalidade trimestral e na terceira incluímos *dummies* para ano. A última especificação adiciona ao modelo uma variável para captar variações no salário de reserva dos indivíduos. Para esse fim usamos a renda *per capita* dos demais membros do domicílio do indivíduo. Todas as especificações contêm *dummies* de RM.

O parâmetro δ da expressão (1) traz a informação mais valiosa para os fins deste trabalho. É ele que nos informa como o desemprego da RM onde vive um trabalhador em um posto com carteira afeta a probabilidade de esse trabalhador ter vindo de um posto sem carteira.

A tabela 1 reporta os valores estimados para δ e os respectivos coeficientes para as variáveis de controle utilizadas nas especificações do modelo. Como revela essa tabela, a estimativa do nosso parâmetro de interesse é positiva para as duas primeiras especificações, porém torna-se negativa na terceira e na quarta, quando introduzimos as *dummies* de ano e a variável que controla para flutuações no salário de reserva, respectivamente. Portanto, a hipótese de que as firmas formais tendem a contratar relativamente mais trabalhadores informais do que desempregados quando a taxa de desemprego cai só é confirmada para as duas últimas especificações do modelo.¹⁵

15. É possível que a taxa de desemprego no próprio mês da transição do trabalhador para o posto com carteira seja demasiadamente próxima dessa transição para captarmos o efeito de interesse. Assim, reestimamos o modelo utilizando a taxa de desemprego *i)* defasada em um mês; *ii)* defasada em três meses; e *iii)* a taxa de desemprego média do trimestre em que ocorreu a transição. Os resultados, que podem ser requeridos aos autores, são qualitativamente semelhantes aos apresentados na tabela 1.

TABELA 1
Estimativas do modelo *logit* – trabalhadores sem carteira e desempregados no mês $t-1$ que transitaram para com carteira no mês t

Covariadas	Especificações			
	1	2	3	4
Taxa de desemprego	0,0051*** 0,0004	0,0145*** 0,0004	-0,0542*** 0,0008	-0,0618*** 0,0009
Intercepto	2,3396*** 0,0093	2,2794*** 0,0094	2,9949*** 0,0115	3,1294*** 0,0140
Anos de estudo:				
1 a 3 anos	-0,0905*** 0,0075	-0,0904*** 0,0075	-0,0958*** 0,0075	-0,1688*** 0,0100
4 a 7 anos	-0,0597*** 0,0066	-0,0603*** 0,0066	-0,0621*** 0,0066	-0,3630*** 0,0088
8 a 10 anos	-0,3801 0,0066	-0,3806 0,0066	-0,3769 0,0066	-0,8411 0,0087
11 ou mais	-0,4277 0,0065	-0,4269 0,0065	-0,4195 0,0065	-1,1996 0,0087
Faixa de idade:				
18 a 24 anos	-0,5154*** 0,0051	-0,5168*** 0,0051	-0,5259*** 0,0051	-0,4533*** 0,0057
25 a 49 anos	-1,2298*** 0,0033	-1,2307*** 0,0033	-1,2391*** 0,0033	-1,0183*** 0,0038
50 ou mais	-0,9843*** 0,0032	-0,9846*** 0,0032	-0,9912*** 0,0032	-0,6855*** 0,0038
Cor branca	0,3266*** 0,0013	0,3253*** 0,0013	0,3227*** 0,0013	0,1148*** 0,0015
Sexo masculino	0,0905*** 0,0013	0,0902*** 0,0013	0,0906*** 0,0013	0,1497*** 0,0015
Renda salarial <i>per capita</i>	-	-	-	0,0015*** 0,0061
<i>Dummies</i> de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de trimestre	Não	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de ano	Não	Não	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PME (IBGE) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2008.

Notas: A variável dependente assume valor 1 se a transição do trabalhador ocorreu de um posto informal (sem carteira) e 0 do desemprego.

Erros-padrão entre parênteses. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%.

As categorias omitidas são: menos de 1 ano de estudo e 15 a 17 anos de idade.

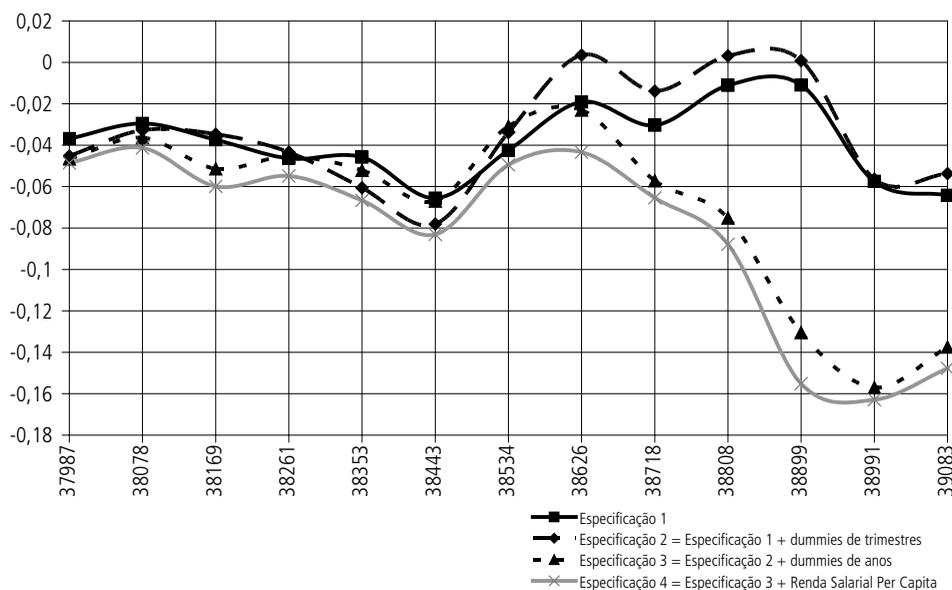
A taxa de desemprego é calculada por região metropolitana da PME.

A nossa análise descritiva havia indicado que o efeito do desemprego no “viés de contratação pró sem carteira” pode não ser homogêneo ao longo do período analisado. O gráfico 3 traz o valor estimado para δ ao considerarmos subamostras de dois anos separadas entre si por um trimestre. Ou seja, o primeiro ponto no gráfico 3 corresponde ao valor estimado para a subamostra de janeiro de 2004 a dezembro de 2005, o segundo para a subamostra entre abril de 2004 e março de 2006, e assim por diante até o último

ponto, que se refere à subamostra de janeiro de 2007 a dezembro de 2008. As linhas no gráfico correspondem às especificações do modelo apresentadas anteriormente.

GRÁFICO 3

Estimativas do modelo *logit* com janela móvel de dois anos: trabalhadores sem carteira e desempregados no mês $t - 1$ que transitaram para com carteira no mês t



Fonte: Microdados da PME (IBGE).

O gráfico 3 revela que, ao considerarmos subperíodos de dois anos, as estimativas de δ têm sinal negativo para praticamente todos os subperíodos e especificações utilizadas.¹⁶ Isso inclui as estimativas baseadas nas duas primeiras especificações, que apresentaram sinal positivo quando todo o período foi utilizado na estimação. Os resultados do gráfico 3, portanto, fornecem evidências de que a hipótese em teste é confirmada pelo menos para períodos mais curtos de tempo.

Os exercícios recém-discutidos deixam de fora uma parte dos fluxos de trabalhadores para postos com carteira, em particular aquela correspondente aos trabalhadores que ocupavam postos autônomos, ou que estavam inativos. Esses trabalhadores podem ser incorporados em nossa análise se usarmos conceitos mais amplos de informalidade e desemprego. Os trabalhadores provenientes de postos

16. À exceção da estimativa da especificação 2 para o período de julho de 2006 a junho de 2008, todas as demais estimativas de δ são significativas estatisticamente ao nível de 1%.

autônomos poderiam ser incorporados ao grupo dos sem carteira, compondo assim um grupo de trabalhadores vindos do informal; já os trabalhadores provenientes da inatividade poderiam ser incorporados ao grupo do desemprego, compondo assim um grupo de trabalhadores não ocupados. Vale assinalar que, se a dinâmica das contratações para postos com carteira não distingue os trabalhadores sem carteira dos autônomos e tampouco os desempregados dos inativos, então esses grupos estendidos são mais adequados para nossa análise que os anteriores.

Utilizando esses grupos ampliados, repetimos os exercícios apresentados na tabela 1 e no gráfico 3 redefinindo y_{it} , que agora vale 1 se o indivíduo i recém-contratado num emprego com carteira no mês t estava numa ocupação sem carteira ou por conta própria no mês $(t - 1)$, e 0 se estava desempregado ou inativo. Os resultados desses novos exercícios estão apresentados na tabela 2 e no gráfico 4.

Como mostram a tabela 2 e o gráfico 4, as estimativas do parâmetro de interesse são negativas para todas as especificações do modelo e subperíodos analisados.¹⁷ Assim, a hipótese de que o fluxo de trabalhadores informais para postos com carteira aumenta à medida que a taxa de desemprego cai é ainda mais robustamente confirmada quando se utilizam os grupos estendidos de informais e desempregados.

Os exercícios que acabamos de analisar não incluem os trabalhadores provenientes de outros postos com carteira assinada. No entanto, a inclusão desse grupo pode ser importante para a nossa análise, uma vez que uma parte das contratações para postos com carteira são de trabalhadores de outras firmas formais. Assim, redefinimos y_{it} , que agora passa a ter três valores possíveis: vale 1 se o indivíduo i recém-contratado num emprego com carteira no mês t estava numa outra ocupação com carteira no mês $(t - 1)$, 2 se estava numa ocupação sem carteira ou autônoma e 3 se estava desempregado ou inativo.

Como nesse exercício temos três categorias, utilizamos o modelo *logit* multinomial. Os resultados desse exercício estão apresentados na tabela 3. Nessa tabela, temos duas colunas de resultados para cada especificação, devido ao fato de o *logit* multinomial estimar o efeito de cada variável na razão de chance de um valor de y contra o valor base. No nosso caso, estabelecemos os trabalhadores provenientes

17. Todas as estimativas de δ apresentadas no gráfico 4 são estatisticamente significativas ao nível de 1%.

do estado não ocupado (desempregado ou inativo) como base de comparação. Dessa forma, na primeira coluna de cada especificação, reportamos o efeito da referida variável na razão de chance “proveniente do com carteira *versus* proveniente do não ocupado”; na segunda coluna reportamos o efeito na razão de chance “proveniente do informal *versus* proveniente do não ocupado”.

TABELA 2
Estimativas do modelo *logit* – trabalhadores sem carteira ou autônomos e desempregados ou inativos no mês *t* – 1 que transitaram para com carteira no mês *t*

Covariadas	Especificações			
	1	2	3	4
Taxa de desemprego	-0,0128*** 0,0003	-0,0056*** 0,0004	-0,0627*** 0,0007	-0,0654*** 0,0008
Intercepto	1,2509*** 0,0070	1,2024*** 0,0070	1,7919*** 0,0092	1,4530*** 0,0101
Anos de estudo:				
1 a 3 anos	0,1900*** 0,0050	0,1909*** 0,0050	0,1904*** 0,0050	0,2265*** 0,0054
4 a 7 anos	0,2740*** 0,0043	0,2745*** 0,0043	0,2749*** 0,0043	0,2219*** 0,0046
8 a 10 anos	0,2297*** 0,0043	0,2302*** 0,0043	0,2330*** 0,0043	0,1297*** 0,0046
11 ou mais	0,4212*** 0,0042	0,4226*** 0,0042	0,4290*** 0,0042	0,0977*** 0,0045
Faixa de idade:				
18 a 24 anos	0,0459*** 0,0045	0,0440*** 0,0045	0,0389*** 0,0045	0,2572*** 0,0048
25 a 49 anos	-0,7778*** 0,0023	-0,7787*** 0,0023	-0,7835*** 0,0023	-0,4690*** 0,0025
50 ou mais	-0,5236*** 0,0021	-0,5239*** 0,0021	-0,5272*** 0,0021	-0,2252*** 0,0023
Cor branca	0,3746*** 0,0012	0,3736*** 0,0012	0,3720*** 0,0012	0,2173*** 0,0013
Sexo masculino	0,5966*** 0,0011	0,5965*** 0,0011	0,5973*** 0,0011	0,7439*** 0,0012
Renda salarial <i>per capita</i>	-	-	-	0,0012*** 0,0052
<i>Dummies</i> de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de trimestre	Não	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de ano	Não	Não	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PME (IBGE) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2008.

Notas: A variável dependente assume valor 1 se a transição do trabalhador ocorreu de um posto informal (sem carteira ou conta-própria) e 0 do desemprego ou inatividade.

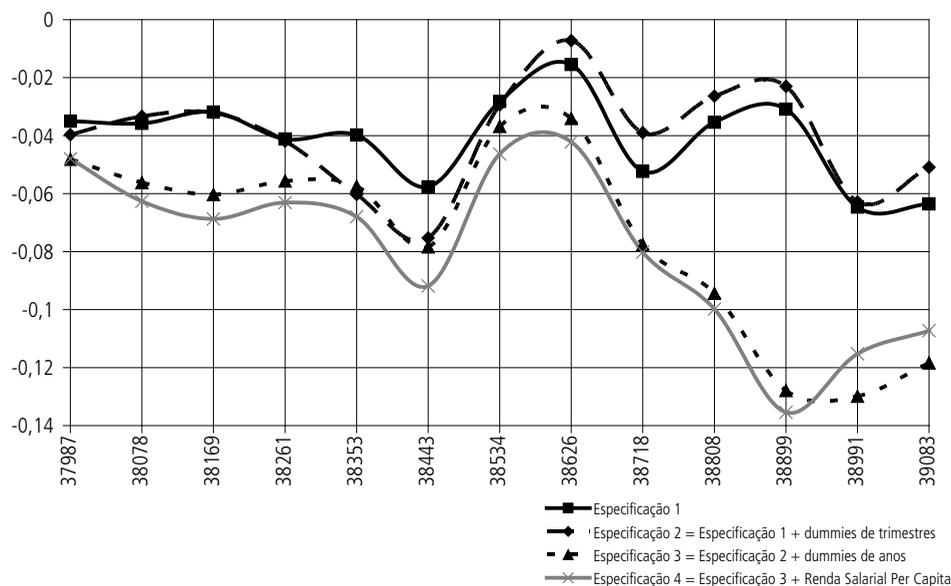
Erros-padrão entre parênteses. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%.

As categorias omitidas são: menos de 1 ano de estudo e 15 a 17 anos de idade.

A taxa de desemprego é calculada por região metropolitana da PME.

GRÁFICO 4

Estimativas do modelo *logit* com janela móvel de dois anos: trabalhadores sem carteira ou autônomos e desempregados ou inativos no mês $t-1$ que transitaram para com carteira no mês t



Fonte: Microdados da PME (IBGE).

Logo, a segunda coluna de cada especificação é a que nos interessa mais, e a mais comparável com os resultados dos exercícios anteriores. Os resultados dessas colunas apontam coeficientes sempre negativos para a variável taxa de desemprego, o que indica que uma diminuição do desemprego tende a aumentar a chance de o trabalhador vir do informal em relação à chance de ele vir do desemprego. Esse resultado, portanto, corrobora a nossa hipótese.¹⁸

18. Embora não seja o nosso foco, é interessante notar que nas especificações mais completas (3 e 4) o coeficiente que mede a relação entre a taxa de desemprego e a transição de trabalhadores entre postos com carteira é negativo. Isso estaria indicando um aumento relativo da rotatividade *dentro* do setor formal durante a fase de expansão da economia.

TABELA 3
Estimativas do modelo *logit* multinomial com trabalhadores autônomos e sem carteira versus desempregados e inativos

Covariadas	Especificações							
	1		2		3		4	
Taxa de desemprego	0,0130*** 0,0005	-0,0140*** 0,0003	0,0225*** 0,0005	-0,0071*** 0,0004	-0,0169*** 0,0009	-0,0630*** 0,0007	-0,0197*** 0,0010	-0,0649*** 0,0007
Intercepto	-0,6388*** 0,0093	1,4137*** 0,0063	-0,7221*** 0,0095	1,3494*** 0,0064	-0,5410*** 0,0111	1,7581*** 0,0077	-0,6034*** 0,0116	1,6408*** 0,0084
Anos de estudo:								
1 a 3 anos	-0,0335*** 0,0041	-0,0961*** 0,0025	-0,0342*** 0,0041	-0,0968*** 0,0025	-0,0381*** 0,0041	-0,0966*** 0,0025	-0,0588*** 0,0042	-0,1152*** 0,0027
4 a 7 anos	-0,1736*** 0,0035	-0,1381*** 0,0021	-0,1741*** 0,0035	-0,1387*** 0,0021	-0,1780*** 0,0035	-0,1391*** 0,0021	-0,1568*** 0,0036	-0,1568*** 0,0036
8 a 10 anos	-0,2076*** 0,0035	-0,1172*** 0,0021	-0,2080*** 0,0035	-0,1178*** 0,0021	-0,2130*** 0,0035	-0,1193*** 0,0021	-0,1738*** 0,0036	-0,1738*** 0,0036
11 ou mais	-0,4008*** 0,0034	-0,2146*** 0,0021	-0,4020*** 0,0034	-0,2156*** 0,0021	-0,4089*** 0,0034	-0,2190*** 0,0021	-0,2844*** 0,0035	-0,2844*** 0,0035
Faixa de idade:								
18 a 24 anos	-0,3363*** 0,0033	-0,0271*** 0,0023	-0,3354*** 0,0033	-0,0261*** 0,0023	-0,3327*** 0,0033	-0,0232*** 0,0023	-0,4201*** 0,0034	-0,1317*** 0,0024
25 a 49 anos	-0,2004*** 0,0018	0,3899*** 0,0011	-0,1999*** 0,0018	0,3903*** 0,0011	-0,1980*** 0,0018	0,3925*** 0,0011	-0,3214*** 0,0019	0,2372*** 0,0012
50 ou mais	-0,2142*** 0,0017	0,2629*** 0,0011	-0,2142*** 0,0017	0,2629*** 0,0011	-0,4089*** 0,0034	-0,2190*** 0,0021	-0,3454*** 0,0018	0,1145*** 0,0012
Cor branca	-0,1198*** 0,0008	-0,1896 0,0006	-0,1191*** 0,0008	-0,1891** 0,0006	-0,1186*** 0,0008	-0,1882 0,0006	-0,0570*** 0,0009	-0,1099*** 0,0007
Sexo masculino	-0,2634*** 0,0008	-0,2993*** 0,0006	-0,2634*** 0,0008	-0,2993*** 0,0006	-0,2639*** 0,0008	-0,2995*** 0,0006	-0,3346*** 0,0008	-0,3728*** 0,0006
Renda salarial <i>per capita</i>	-	-	-	-	-	-	0,0010*** 0,0000	0,0012*** 0,0000
<i>Dummies</i> de região metropolitana	Sim				Sim		Sim	
<i>Dummies</i> de trimestre	Não				Sim		Sim	
<i>Dummies</i> de ano	Não				Sim		Sim	

Fonte: Microdados da PME (IBGE) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2008.

Notas: A variável dependente assume valor 1 se a transição do trabalhador ocorreu de um posto informal (sem carteira ou conta-própria) e 0 do desemprego ou inatividade.

Erros-padrão entre parênteses. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%.

As categorias omitidas são: menos de 1 ano de estudo e 15 a 17 anos de idade.

A taxa de desemprego é calculada por região metropolitana da PME.

4.2 ANÁLISE DO DIFERENCIAL DE SALÁRIOS FORMAL/INFORMAL

Esta subseção é dedicada a testar a predição de nosso arcabouço teórico de que o diferencial salarial formal-informal aumenta ao menos no início de um período de

expansão da economia. Para tanto, considere o seguinte modelo de regressão especificado para dados em painel:

$$\ln(w_{it}) = X_{it}' \cdot \beta + u_{rt} \cdot \gamma + F_{it} \cdot \delta + (F_{it} \cdot u_{rt}) \cdot \lambda + \theta_i + v_{it} \quad (2)$$

onde w_{it} é o salário real do trabalhador i no mês t , X_{it} é um vetor de características variantes e invariantes no tempo desse trabalhador, u_{rt} é a taxa de desemprego da RM r na qual o trabalhador i reside e F_{it} é uma variável *dummy* que assume valor 1 se o trabalhador é com carteira no mês t , e 0 se sem carteira. O termo θ_i capta características não observáveis (pelo analista) do trabalhador i que não variam no tempo e que potencialmente afetam o seu salário (por exemplo, habilidade inata). Admitimos que θ_i possa estar correlacionado com as covariadas do modelo. O termo v_{it} representa um distúrbio aleatório com média zero, possivelmente heteroscedástico, mas não correlacionado com as demais covariadas do modelo.

Para estimar esse modelo empregamos o método conhecido como primeiras-diferenças, o qual é amplamente utilizado na literatura de painel:¹⁹

$$\Delta \ln(w_{it}) = \Delta X_{it}' \cdot \beta + \Delta u_{rt} \cdot \gamma + \Delta F_{it} \cdot \delta + [\Delta (F_{it} \cdot u_{rt})] \cdot \lambda + \Delta v_{it} \quad (30)$$

onde o símbolo Δ denota a diferença temporal da variável a ele associada entre o mês t e o mês $(t - 1)$. Note-se que, no caso de transição do trabalhador i de um posto sem carteira para um posto com carteira, o valor de ΔF_{it} é igual a 1. Assim, testaremos a predição de interesse de duas maneiras complementares. Primeiramente verificaremos se o valor do parâmetro λ é negativo quando estimamos o modelo acima para a amostra completa. Em seguida estimaremos o modelo para subamostras de dois anos, tais como aquelas usadas nos gráficos 3 e 4

A tabela 4 apresenta as estimativas da equação (3) para a amostra completa. O primeiro par de colunas considera como grupo de informais apenas os trabalhadores sem carteira (SC), enquanto o segundo par incorpora os conta-própria (CP) a esse grupo. A diferença entre as duas colunas de cada par é que a segunda contém *dummies* de ano.

19. Esse método recebe essa denominação por ser baseado na subtração do valor assumido por todas as variáveis do modelo entre os períodos t e $(t - 1)$. Note que a operacionalização dessa subtração elimina o componente não observável θ_i da equação (2).

TABELA 4
Estimativas da regressão salarial em primeiras-diferenças

Covariadas/especificações	Grupo de informais			
	SC		SC e CP	
	1	2	1	2
Δu_{it}	0,0026*** 0,0008	0,0036*** 0,0008	0,0026*** 0,0008	0,0034*** 0,0008
ΔF_{it}	0,0918*** 0,0026	0,0916*** 0,0026	0,0841*** 0,0027	0,0845*** 0,0027
$\Delta F_{it} \cdot u_{it}$	-0,0075*** 0,0037	-0,0072* 0,0037	-0,0044 0,0038	-0,0042 0,0038
Intercepto	0,2675*** 0,0006	0,2531*** 0,0012	0,3165*** 0,0006	0,3013*** 0,0012
Dummies de ano	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Microdados da PME (IBGE) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2008.

Notas: A variável dependente é o logaritmo do salário real do trabalhador (Deflator: IPCA, Base: 2008).

Erros-padrão entre parênteses. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%.

SC se refere a sem carteira e CP a conta-própria.

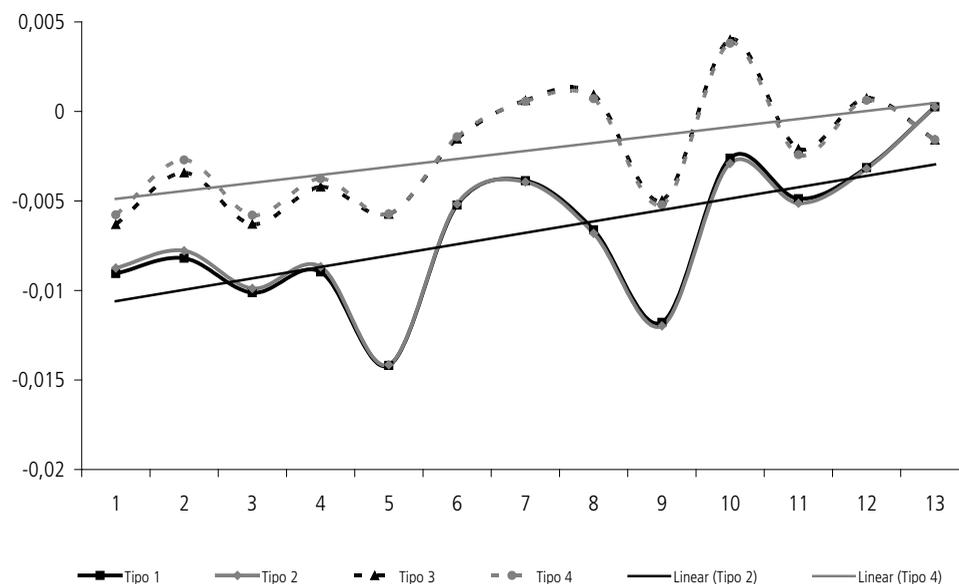
A taxa de desemprego é calculada por região metropolitana da PME.

Como mostram os resultados da tabela 4, as estimativas pontuais do parâmetro associado à diferença da interação $F_{it} \cdot u_{it}$ (isto é, λ) são negativas para ambos os grupos de informais e ambas as especificações do modelo. No entanto, essas estimativas só são significativas do ponto de vista estatístico quando utilizamos o grupo de trabalhadores sem carteira. Nesse sentido, a predição de que o diferencial de salários formal/informal se eleva durante a expansão da economia é confirmada, mas de forma não inteiramente robusta.²⁰

Os valores próximos de zero podem ser reflexo de uma variação no tempo, sendo negativo em parte da amostra e positivo em outra, tal como predito pela teoria. Dessa forma, as linhas finas do gráfico 5 mostram os resultados estimados para janelas móveis de dois anos com incrementos de um trimestre entre elas, para cada uma das quatro especificações consideradas na tabela 4. De fato, vê-se que há uma oscilação ao longo do tempo. As linhas grossas mostram que as tendências são de elevação dos valores com o passar do tempo. Em duas especificações essas tendências já alcançam valores positivos nas últimas janelas consideradas. Nas outras duas esse fato aconteceria num horizonte curto de tempo após o fim do período considerado.

20. O modelo salarial foi reestimado para os dois grupos de informais utilizando a taxa de desemprego *i)* defasada em um mês; *ii)* defasada em três meses; e *iii)* a taxa de desemprego média do trimestre. Os resultados (não apresentados) mostram que o parâmetro de interesse passa a ser estatisticamente significativo para ambos os grupos e especificações, mas apresenta sinal positivo em alguns casos.

GRÁFICO 5
Evolução do coeficiente da interação na regressão do salário em primeiras diferenças



5 CONCLUSÃO

Neste estudo, procuramos verificar se o comportamento recente da taxa de formalização no mercado de trabalho metropolitano brasileiro pode ser explicado por uma teoria recém-formulada que atrela a evolução dessa taxa à fase de expansão do ciclo econômico.

A teoria advoga que a taxa de formalidade deve subir à medida que o desemprego cai, devido a uma mudança na estratégia de recrutamento de trabalhadores para postos formais. A composição dos novos ocupantes destes postos tenderia a ser cada vez mais concentrada em trabalhadores provenientes de postos informais em relação àqueles provenientes do desemprego. A teoria também prediz que o diferencial salarial entre trabalhadores formais e informais aumenta pelo menos no início da expansão da economia. Mostramos evidências para o mercado de trabalho metropolitano brasileiro entre 2003 e 2008 que em larga medida corroboram ambas as predições. Dessa forma, oferecemos uma explicação alternativa àquela oferecida pelo arcabouço de segmentação para a variação observada no grau de formalização nesse período.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, R.; CARNEIRO, P. **Inequality and employment in a dual economy**: enforcement of labor regulation in Brazil. 2007 (IZA Discussion Paper, n. 3.094).
- BARROS, R.; MELLO, R.; PERO, V. **Informal labor contracts**: a solution or a problem? Ipea, 1993 (Texto para Discussão, n. 291).
- BOERI, T.; GARIBALDI, P. **Shadow sorting in NBER International Seminar on Macro**. 2007.
- BOSCH, M.; ESTEBAN-PRETEL, J. **Cyclical informality and unemployment**. 2009 (CIRJE Discussion Paper, n. 613).
- _____.; GONI, E.; MALONEY, W. **The determinants of rising informality in Brazil**: evidence from gross worker flows. 2007 (IZA Discussion Paper, n. 2.970).
- BURDETT, K.; MORTENSEN, D. Wage differential, employer size and unemployment. **International Economic Review**, v. 39, p. 257-273, 1998.
- CATÃO, L. A. V.; PAGÉS, C.; ROSALES, M. F. **Financial dependence, formal credit and informal jobs**: new evidence from Brazilian household data. 2009.
- CODACE. **Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Economia (Ibre), Fundação Getulio Vargas, 2009.
- CORSEUIL, C. *et al.* **Mercado de trabalho em situação social brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2008.
- _____.; MOURA, R. **O impacto do Simples federal no nível de emprego da indústria brasileira**. Ipea, 2010. Mimeografado.
- _____.; _____.; RAMOS, L. **Determinantes da expansão do emprego formal**: o que explica o aumento do tamanho médio dos estabelecimentos? Rio de Janeiro: Ipea, 2009 (Texto para Discussão, n. 1.450).
- FIELDS, G. Rural-urban migration, urban unemployment and underemployment, and job-search activity in LDCs. **Journal of Development Economics**, v. 2, p. 165-187, 1975.
- HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **American Economic Review**, v. 60, p. 126-142, 1970.
- MELLO, R. **Aceleração educacional e a queda recente na informalidade**. 2010. Dissertação (Mestrado) – Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC), Rio de Janeiro, 2010.
- MORTENSEN, D. T.; PISSARIDES, C. A. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. **Review of Economic Studies**, v. 61, n. 3, p. 397-415, 1994.

MOSCARINI, G.; POSTEL-VINAY, F. The timing of labor market expansions: new facts and a new hypothesis. *In*: ACEMOGLU, D.; ROGOFF, K.; WOODFORD, M. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual**, 2009.

RIBAS, R.; SOARES, S. **Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE**. Ipea, 2008 (Texto para Discussão, n. 1.348).

SIMÃO, A. **Fiscalização do trabalho e simplificação tributária no Brasil – análise de seus efeitos sobre o emprego formal no período 1999/2007**. 2009. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro, 2009.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Gilson Baptista Soares

Lucia Duarte Moreira

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro Cunha

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

