

# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1446**

## **O ESTIGMA DA PERDA DE UM EMPREGO FORMAL NO BRASIL**

**Carlos Henrique L. Corseuil  
Rodrigo F. Dias  
Miguel N. Foguel  
Daniel D. Santos**

Brasília, dezembro de 2009



# TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1446

## O ESTIGMA DA PERDA DE UM EMPREGO FORMAL NO BRASIL

**Carlos Henrique L. Corseuil\***

**Rodrigo F. Dias\*\***

**Miguel N. Foguel\*\*\***

**Daniel D. Santos\*\*\*\***

Brasília, dezembro de 2009

---

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. Correio eletrônico: carlos.corseuil@ipea.gov.br

\*\* Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea. Correio eletrônico: rodrigo.dias@ipea.gov.br.

\*\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. Correio eletrônico: miguel.foguel@ipea.gov.br.

\*\*\*\* Professor do IBMEC-RJ e bolsista do PNPD no Ipea. Correio eletrônico: ddsantos@ibmecrj.br.

## **Governo Federal**

### **Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República**

**Ministro** Samuel Pinheiro Guimarães Neto

## **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, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais**

Mário Lisboa Theodoro

#### **Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia** (em implantação)

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, Inovação, Produção 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 Comunicação**

Daniel Castro

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

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

ISSN 1415-4765

JEL J63, J21, J31

## **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 de 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.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 BASE DE DADOS	8
3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	14
4 RESULTADOS	17
5 CONCLUSÕES	20
REFERÊNCIAS	22
ANEXO	23



## **SINOPSE**

O objetivo deste texto é investigar se o mercado de trabalho estigmatiza trabalhadores que foram demitidos em comparação com os que perderam o emprego devido ao fechamento do estabelecimento em que trabalhavam. Usando dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), sobre trabalhadores formais, concluiu-se que ser demitido reduz significativamente as chances de um trabalhador encontrar novo emprego formal e que, mesmo quando isso ocorre, seu salário inicial é cerca de 10% menor do que o observado entre aqueles que perderam o emprego devido ao fechamento do estabelecimento. Os resultados são robustos para diferentes estratégias de estimação e grupos de variáveis de controle nas regressões.

## **ABSTRACT**

We investigate if the labor market stigmatizes fired workers, by comparing their trajectories with individuals who lost their jobs after the establishments they used to work closed down. Using RAIS data for formal workers, we find that being fired significantly reduces the chances of finding a new formal job, and even when the individual succeed in doing so, he/she receives an initial wage 10% lower than his/her counterpart from a closed establishment. These results are robust to different estimation methods and sets of controls in the regressions.





# 1 INTRODUÇÃO

Episódios de perda do emprego são em geral associados a perda de bem-estar para os trabalhadores envolvidos. A consequência mais imediata da perda diz respeito ao fato de nem todos os trabalhadores conseguirem se reempregar rapidamente. Dados disponíveis sobre os Estados Unidos apontam que a probabilidade de reemprego oscilou em torno de 65% entre as décadas de 80 e 90 (Farber, 2003).<sup>1</sup> Outra dimensão relevante é a possível perda salarial experimentada por aqueles trabalhadores que conseguem se reempregar. Esta perda oscilou em torno de 5% a 10%, dependendo da fase do ciclo econômico (Farber, 2003).

Uma vez que o vínculo empregatício é rompido, potenciais empregadores fazem ofertas aos recém-desempregados baseados, entre outros elementos, em informações disponíveis sobre o desempenho dos trabalhadores em seu último emprego. Se tais informações sugerirem que o trabalhador é inapto ou pouco produtivo, provavelmente haverá oportunidades piores e mais escassas de recolocação.

O objetivo deste trabalho é verificar se trabalhadores demitidos são penalizados em seu processo de recolocação profissional quando comparados a trabalhadores que perdem seus empregos devido ao fechamento do estabelecimento em que trabalhavam. O argumento que se quer testar é o seguinte: se a empresa pode escolher quem será demitido, ela provavelmente fará isso baseada no desempenho dos seus trabalhadores, e esta informação será levada em consideração pelos futuros empregadores. No caso de ser forçada a demitir todos os seus empregados, poderão ser dispensados inclusive trabalhadores muito produtivos. Logo, é de se esperar que trabalhadores demitidos de firmas que continuam em operação sejam preteridos em relação àqueles oriundos de firmas que encerram suas atividades.

O trabalho seminal sobre o assunto é o de Gibbons e Katz (1991), que apresenta um arcabouço teórico com a predição de que as perdas salariais seriam menores para os trabalhadores que perdem o emprego devido ao fechamento da empresa onde trabalhavam. O estudo citado também traz um conjunto de evidências que corroboram não apenas esta predição, mas também que a probabilidade de se reempregar seria menor entre os trabalhadores dispensados de firmas que continuam em atividade, quando comparados com aqueles cuja relação de trabalho termina devido ao fim do estabelecimento.

A principal contribuição deste estudo é testar essas predições para o caso brasileiro. Para isso, analisam-se os episódios de desligamentos de empregos formais ocorridos entre os anos de 2000 e 2006, identificando os associados ao fechamento de firmas e os ocorridos em firmas que continuaram a operar. Serão comparados os resultados dos trabalhadores provenientes dos dois grupos em termos de *i*) probabilidade de reemprego no setor formal num período de até um ano após o desligamento do emprego original; e *ii*) salário de reemprego.

Vários foram os trabalhos que testaram a robustez desses resultados, seja com relação ao método ou aos dados. Pode-se dizer que ainda não há um consenso na literatura internacional sobre a existência do estigma. Com relação ao método,

---

<sup>1</sup> Outras dimensões também são consideradas nas análises de perda de bem-estar associadas a perda de emprego. Porém será mantido o foco do trabalho nas questões mencionadas.

destacam-se dois trabalhos que ressaltaram a importância de considerar a diferença salarial já existente entre os dois grupos no momento da demissão. Stevens (1997) apresenta evidências de que os trabalhadores provenientes de firmas que encerraram as atividades experimentam menores perdas salariais após a demissão porque já haviam sofrido perdas salariais substantivas no ano anterior ao fechamento da firma. Krashinsky (2002) argumenta na mesma direção, apontando que as firmas que fecham pagam menores salários por serem menores do que as firmas sobreviventes.

Dorion (1995) e Grund (1997) investigam essas hipóteses para o Canadá e a Alemanha, respectivamente. Enquanto o primeiro trabalho confirma os resultados de Gibbons e Katz, o segundo não encontra diferenças significativas nas perdas salariais experimentadas pelos dois grupos de trabalhadores. Por fim, Song (2007) chama a atenção para o possível viés introduzido pelo uso de informações retroativas nos dados de Gibbons e Katz, que podem fazer uso de um intervalo de até cinco anos.

Este trabalho está protegido de grande parte das críticas direcionadas ao trabalho original de Gibbons e Katz, graças principalmente à riqueza de detalhes dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), que permite identificar características dos trabalhadores e dos estabelecimentos onde os vínculos empregatícios foram encerrados, de forma longitudinal. Além disso, as informações sobre as condições do contrato de trabalho no momento da demissão são informadas no início do ano seguinte, o que significa que na pior das hipóteses o informante estará se referindo a algo que ocorreu aproximadamente um ano antes.

Na sequência, apresenta-se a base de dados utilizada neste estudo (seção 2), a estratégia empírica (seção 3), os resultados (seção 4) e, finalmente, as considerações finais.

## **2 BASE DE DADOS**

Nesta seção, apresenta-se uma breve descrição dos critérios utilizados tanto para a definição da amostra quanto para a mensuração de algumas variáveis. Adicionalmente, expõem-se também algumas estatísticas descritivas com o intuito de informar a composição da amostra no que diz respeito às características individuais dos trabalhadores dispensados e de seus respectivos postos de trabalho.

### **2.1 DELIMITAÇÃO DA BASE**

A fonte primária de informação são os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Este registro administrativo anual contém informações diversas para cada vínculo empregatício que esteve ativo em algum momento do ano sob análise. O ponto de partida para a construção da amostra foi reunir todos os episódios de encerramento de vínculo empregatício ocorridos entre os anos de 2000 e 2006. A partir daí, diversas condições foram impostas para refinar a amostra a fim de adequá-la aos propósitos do estudo.

A primeira condição é que o episódio do encerramento do vínculo corresponda a uma transição do trabalhador do estado de empregado no setor formal para o estado de não empregado no setor formal. Dessa forma, verifica-se se no momento do encerramento do vínculo o trabalhador possui outro vínculo ativo. Caso isso aconteça este episódio não entra na amostra.

A preocupação de analisar a probabilidade de reemprego faz com que sejam eliminados da amostra os episódios de encerramento causados por morte ou aposentadoria do trabalhador. Da mesma forma, quer-se excluir da base episódios determinados por aspectos sazonais ou por envolvimento marginal do trabalhador com o mercado de trabalho. Sendo assim, consideram-se apenas homens com idade entre 25 e 60 anos<sup>2</sup> cujo encerramento de vínculos empregatícios satisfizes as seguintes condições no momento do encerramento:

- jornada semanal superior a 30 horas;
- setor privado não agrícola; e
- contrato regido pela CLT e por tempo indeterminado.

São retirados os episódios nos quais os trabalhadores são reempregados no mesmo estabelecimento de onde haviam saído. Este procedimento deixa para análise 9,5 milhões de episódios de encerramento de vínculo empregatício.

## 2.2 CONSTRUÇÃO DE VARIÁVEIS

Para os episódios de desligamento que satisfazem as condições mencionadas acima, são extraídas algumas variáveis já disponíveis na Rais e adicionadas outras construídas a partir de variáveis originais da Rais. Entre as variáveis retiradas diretamente da Rais estão características dos trabalhadores, tais como sexo, idade e grau de instrução, características do estabelecimento, tais como setor de atividade e unidade da federação, e outros aspectos relativos ao vínculo, tais como senioridade e salário médio no ano em reais.<sup>3</sup>

Entre as variáveis construídas, as principais são o número de empregados do estabelecimento, um indicador do motivo do desligamento ter sido o fechamento do estabelecimento e o tempo que o trabalhador demorou até obter outro emprego formal. O número de empregados do estabelecimento é obtido por meio da contagem de vínculos ativos em 31 de dezembro de cada ano, evitando a dupla contagem quando um trabalhador acumula dois cargos no mesmo estabelecimento. Para identificar o fechamento do estabelecimento, verifica-se se as firmas desaparecem de um ano para o outro acompanhando o CNPJ ao longo do tempo. Num primeiro momento, toma-se o cuidado de verificar se a firma desaparecia e depois reaparecia em um ano posterior, o que configuraria apenas uma interrupção na declaração da Rais. Elimina-se o estabelecimento da amostra nestes casos de interrupção. Para a variável de tempo de reemprego no setor formal utilizou-se um horizonte de, no máximo, 23 meses, ou seja, a partir da data de desligamento buscam-se informações de reemprego do indivíduo até o mês de dezembro do ano seguinte.<sup>4</sup>

---

2. A prática de excluir mulheres e jovens desse tipo de análise é recorrente na literatura internacional. A motivação para tal reside no fato de parte das mulheres alternarem a participação no mercado de trabalho com períodos de dedicação aos afazeres domésticos, principalmente quando têm filhos. Por seu turno, os jovens tendem a alternar a participação no mercado de trabalho com períodos de dedicação aos estudos.

3. O índice de preços utilizado foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os valores monetários estão em reais de 2006.

4. Por exemplo, se o trabalhador foi desligado em janeiro (dezembro) do ano  $t$  e reempregado em dezembro do ano  $t+1$ , o tempo de reemprego é igual a 23 (12) meses. Se o desligamento e reemprego do trabalhador ocorreram no mesmo mês do ano, considerados o tempo de reemprego igual a zero.

Note-se que o procedimento descrito depende do conhecimento da data de desligamento. No entanto, a Rais não fornece esta informação quando o estabelecimento fecha. Assim, uma vez identificado o desaparecimento do estabelecimento no ano  $t$ , supõe-se que os empregados desta firma que apresentaram vínculo ativo em 31 de dezembro do ano  $t-1$  foram desligados de seus empregos em algum momento no ano  $t$ . Para imputar uma data de fechamento do estabelecimento  $e$ , conseqüentemente, uma data de desligamento dos trabalhadores, utiliza-se o procedimento explicado a seguir.

### 2.2.1 Imputação da data de fechamento do estabelecimento

Em primeiro lugar, construiu-se uma variável mensal medindo, entre os estabelecimentos ativos, a quantidade de trabalhadores demitidos no mês. Em seguida, e para cada episódio de demissão, mediu-se quanto tempo demorou até que o primeiro trabalhador readmitido no setor formal conseguisse emprego. É de se esperar que os trabalhadores recém-demitidos difiram em suas chances de reemprego, dependendo de suas características, de modo que, se fixado um intervalo subsequente à data de demissão, haverá alguma distribuição nas datas de reemprego, com alguns conseguindo a recolocação pouco tempo após o desligamento, outros demorando um tempo maior e outros não obtendo nova oportunidade. O importante é notar que, quanto maior o tamanho do contingente de recém-demitidos, maior a probabilidade de que o primeiro reempregado tenha conseguido nova ocupação logo depois da demissão.

Tendo medido o tempo mínimo de reemprego para cada episódio de demissão, construiu-se a média e o desvio padrão desta variável para cada quantidade de trabalhadores demitidos, e verificou-se que de fato a média tende a zero conforme a quantidade de demitidos cresce (gráfico 3, no anexo). Com isso, pretende-se mostrar que em episódios em que uma grande quantidade de trabalhadores foi simultaneamente demitida o tempo mínimo que um recém-demitido leva para se recolocar constitui boa aproximação para a data de demissão, e que se pode controlar a qualidade desta aproximação pelo aumento da quantidade de demitidos. Se, por exemplo, a análise se restringir a episódios de demissão com mais de 100 trabalhadores, o erro em utilizar a data de reemprego do primeiro trabalhador como *proxy* para a data de demissão será em média de 6 dias (0,2 meses).

No último passo, eliminaram-se da amostra os trabalhadores desligados que atuavam em estabelecimentos com número de contratados abaixo de um determinado nível, e foi imputada para os estabelecimentos que fecharam a data da primeira readmissão como sendo a data do fechamento. Seguindo o modelo teórico a ser proposto, o grau de reempregabilidade de indivíduos demitidos deve ser menor ou igual ao de indivíduos desligados devido ao fechamento da empresa, o que implica que a data de reemprego do primeiro trabalhador desligado pelo segundo motivo deve ser ainda mais próxima da verdadeira data do desligamento do que num grupo de demitidos.

A determinação do número mínimo de trabalhadores no estabelecimento a ser utilizado para a definição da amostra buscou ponderar dois critérios. Por um lado, quanto maior o tamanho da empresa, mais precisa é a aproximação da data de fechamento pela data de reemprego do primeiro trabalhador. Por outro, ao subir o tamanho mínimo exigido foi excluído do exercício um número cada vez maior de

indivíduos, eliminando a possibilidade de investigar particularidades do grupo de trabalhadores de estabelecimentos menores (o que pode se tornar um problema particularmente agudo num país como o Brasil, onde há relativamente muitas pequenas empresas). Ponderando prós e contras, acabou-se escolhendo um tamanho mínimo de episódios de demissão de 55 trabalhadores, em que o erro de aproximação em 95% dos casos fosse menor do que 0,5 mês (ver a linha vertical assinalada no gráfico 3). Por esta razão, neste exercício foram utilizados somente trabalhadores originalmente ocupados em estabelecimentos com pelo menos 55 empregados.

## 2.3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A tabela 1 traz uma comparação do desempenho dos dois grupos de trabalhadores no que diz respeito ao tempo fora do setor formal e salário de reemprego. De acordo com os resultados desta tabela, não é evidente se um dos dois grupos é mais prejudicado que o outro com situações de afastamento. Por um lado, o tempo médio é 50% maior para aqueles trabalhadores provenientes de empresas que fecham. Por outro lado, esses trabalhadores conseguem ganhos salariais quando são reempregados no setor formal, ao passo que os demitidos incorrem em perdas salariais. As magnitudes destas variações salariais resultam em um salário de reemprego maior para o grupo de trabalhadores desligados via fechamento do estabelecimento.

TABELA 1

### Frequência e desempenho dos demitidos de acordo com o motivo

	Motivo do Desligamento	
	Outro Motivo	Fechamento
Número de observações	9.315.214	232.890
Proporção que se reemprega em até 23 meses	67,8	72,8
Tempo médio de reemprego (meses)	4,9	7,3
Salário de reemprego (R\$)	1066,93	1196,00
Variação salarial (%)	-17,3	3,8

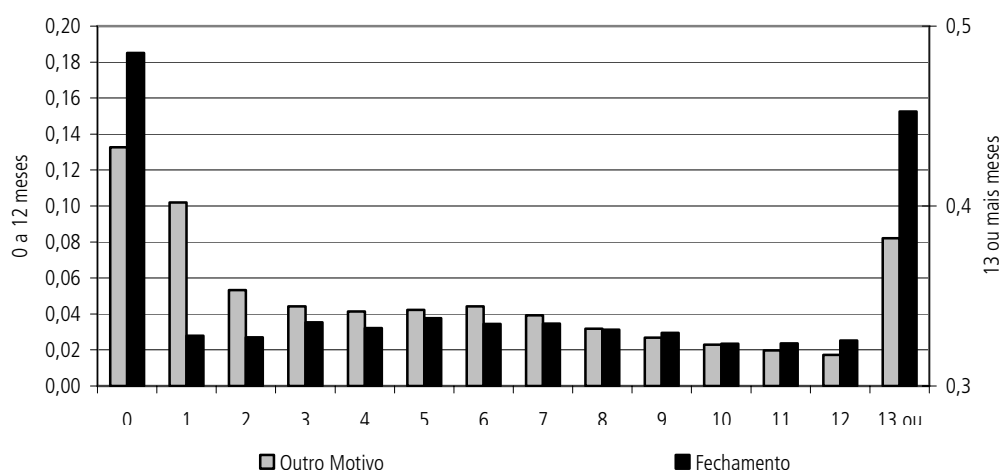
Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.

Elaboração dos autores.

Nota: O salário de reemprego e a variação salarial foram calculados somente para os trabalhadores reempregados.

O gráfico 1 mostra que mesmo o resultado do tempo médio de reemprego deve ser visto com cautela. Este gráfico mostra a distribuição deste tempo para os dois grupos de trabalhadores. Pode-se dizer que a distribuição referente aos trabalhadores dispensados de empresas que encerraram as atividades está bastante polarizada entre os 18% que conseguem se reempregar no setor formal imediatamente (zero mês) e os 45% que demoram mais de um ano (13 ou mais meses) para se reempregar. Portanto, no quesito tempo de reemprego não é claro quem está sendo mais penalizado.

GRÁFICO 1

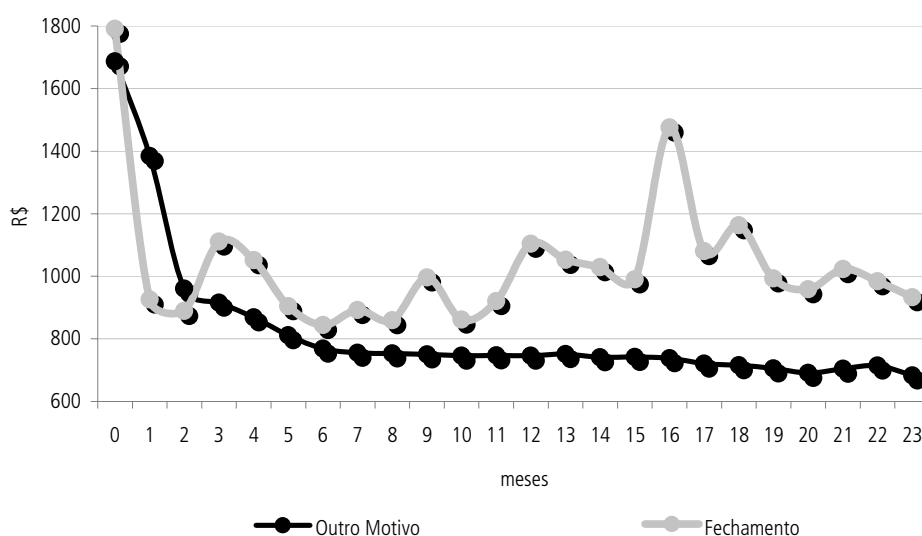
**Histograma do tempo fora do mercado formal segundo grupo de desligamento**

Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.  
Elaboração dos autores.

O gráfico 2 mostra o salário médio de reemprego (daqueles que conseguem ser reempregados) para os dois grupos em questão, também de acordo com o tempo fora do mercado formal. Nesta dimensão, a média descrita na tabela 1 parece ser mais informativa, visto que o salário é de fato maior para os trabalhadores provenientes de firmas que fecharam em quase todas as durações consideradas. Outro fato digno de nota é que a tendência de declínio do salário de reemprego com o tempo fora do mercado formal pode ser atribuída para os trabalhadores provenientes de firmas que continuam operando, mas não para os oriundos de firmas que fecham. Isso faz com que a diferença do salário de reemprego entre os dois grupos passe de algo em torno de R\$ 100,00 no sexto mês para mais de R\$ 200,00 quando os trabalhadores demoram mais de um ano para se reempregarem. Este fato, em conjunto com a polarização comentada no gráfico 1, pode ser interpretado como um maior grau de exigência destes trabalhadores para aceitar uma oferta de reemprego, argumento formalizado e confirmado empiricamente por Rodriguez-Planas (2004).

GRÁFICO 2

### Salário de reemprego por tempo fora do mercado formal segundo grupo de desligamento



Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.

Elaboração dos autores.

Uma pergunta relevante é se há alguma diferença marcante na composição dos grupos. A tabela 2 compara os dois grupos de trabalhadores no que toca às características individuais e do vínculo que foi terminado. Em termos de características individuais, pode-se dizer que há uma predominância maior de trabalhadores mais jovens e menos escolarizados entre aqueles que saíram de firmas que continuaram em operação. No entanto, estas diferenças não chegam a ser marcantes, ficando em torno de 5 pontos percentuais nos dois casos.

No que diz respeito às características dos vínculos, aparecem algumas diferenças mais pronunciadas. Por exemplo, entre os trabalhadores provenientes de firmas que continuaram operando, 61% tinham o tempo de emprego menor que 1 ano no momento do desligamento. Para os trabalhadores oriundos de firmas que encerraram as atividades, o percentual é de apenas 36%. Os salários nesses vínculos eram em média 19% maiores para aqueles trabalhadores provenientes de firmas que continuaram em atividade.

TABELA 2

#### Características individuais e dos vínculos terminados por motivo do desligamento

	Motivo do desligamento	
	Outro Motivo	Fechamento
<b>Idade (anos)</b>		
25 a 39	0,71	0,67
40 a 59	0,29	0,32
Mais de 60	0,00	0,00
<b>Escolaridade (anos)</b>		
0 a 7	0,48	0,43
8 a 10	0,25	0,31
Mais de 10	0,27	0,26
<b>Tempo no emprego (anos)</b>		
Menos de 1	0,61	0,36
1 a 3	0,22	0,30
Mais de 3	0,17	0,33
<b>Salário no desligamento (R\$)</b>	1297,77	1094,36

Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.  
Elaboração dos autores.

Por fim, no que tange às características dos estabelecimentos, a tabela 3 mostra que os trabalhadores egressos de episódios de fechamento estão mais concentrados em atividades de serviços. As demais características não demonstram tanta diferença entre os grupos. Em relação ao tamanho do estabelecimento, há uma ligeira concentração de trabalhadores provenientes de fechamento na menor classe de tamanho, e em relação à região geográfica parece haver proporcionalmente menos trabalhadores provenientes de fechamento no Nordeste.

TABELA 3

**Características dos estabelecimentos por motivo do desligamento**

	Motivo do desligamento	
	Outro Motivo	Fechamento
<b>Tamanho do estabelecimento</b>		
De 55 a 249	0,51	0,54
De 250 a 999	0,33	0,33
Mais de 1000	0,16	0,13
<b>Grandes regiões</b>		
Norte	0,05	0,07
Nordeste	0,16	0,12
Sudeste	0,56	0,56
Sul	0,16	0,17
Centro-Oeste	0,07	0,08
<b>Setores de atividade</b>		
Indústria	0,66	0,53
Construção	0,02	0,02
Comércio	0,02	0,04
Serviços	0,30	0,41

Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.

Elaboração dos autores.

### 3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Considere-se uma economia onde a produtividade do trabalhador,  $i$ , em uma firma  $j$ , no instante  $t$ , é determinada por suas características individuais  $(X_{it}, U_i)$ , e pela qualidade do *matching* entre o trabalhador e o posto de trabalho,  $A_{ijt}$ , onde apenas os atributos  $X$  sejam observados pelo econométrico. Em particular, suponha que

$$\pi_{ijt} = A_{ijt} \exp(X_{it}'\beta + U_i), \quad (1)$$

onde  $\beta$  é um vetor de coeficientes.

Um estabelecimento que possua uma vaga disponível fixa um nível mínimo de produtividade individual requerido para o preenchimento da referida posição,  $\pi_p^e$ , e propõe um salário inicial baseado na produtividade esperada do trabalhador,  $w_{it}^o$ , proporcional à produtividade individual esperada naquela função. Supõe-se neste caso que as firmas conhecem a habilidade  $U_p$ , mas não o valor da produtividade específica,  $A_{ijt} = A_t e^{v_{ij}}$ , que, no entanto, pode ser inferido a partir da produtividade individual observada após o primeiro período de trabalho.

Nesta descrição estilizada do mercado de trabalho, um trabalhador que esteja procurando emprego será contratado pela firma  $j$  se  $A_{it}^p \exp(X_{it}'\beta + U_i) > \pi_p^e$ , onde  $A_{it}^p$



denota a impressão que as firmas têm *a priori* sobre a produtividade do trabalhador  $i$ . Pode-se reescrever ainda o processo que determina se um trabalhador satisfaz os requisitos para ocupar uma vaga na firma  $j$  como:

$$d_{it} = 1\{X_{it}'\beta - \ln(\pi_t^e) > \varepsilon_{it}\}, \quad (2)$$

onde a função  $1\{\cdot\}$  assume valor unitário se a expressão entre as chaves for satisfeita e zero caso contrário, e  $\varepsilon_{it} = -(U_i + \ln A_{it}^p)$ .

Finalmente, supõe-se que a opinião formada pelas empresas acerca da produtividade individual depende do histórico laboral recente do trabalhador, em particular da forma como este foi desligado do último emprego. O modo mais simples de representar este raciocínio é supor que as firmas penalizam em  $0 < \gamma < 1$  a produtividade esperada de um trabalhador que foi demitido do último emprego. Para ser preciso, se  $A_i$  for a produtividade média dos trabalhadores desligados por fechamento da firma, então para um trabalhador recém-demitido  $A_{it}^p = \gamma A_i$ .

De modo similar, o salário inicial pode diferir segundo a forma como o trabalhador se desligou do último emprego. Supondo

$$w_{ijt}^0 = \alpha[A_{it}^p \exp(X_{it}'\beta + U_i)], \quad (3),$$

onde  $0 < \alpha \leq 1$ , tem-se que um trabalhador recém contratado ganhará  $\alpha A_i \exp(X_{it}'\beta + U_i)$  caso não tenha sido recentemente demitido, e  $\gamma \alpha A_i \exp(X_{it}'\beta + U_i)$  caso contrário. Já o salário antes do trabalhador ter sido desligado é:

$$w_{ijt} = \alpha[A_i \exp(X_{it}'\beta + U_i + v_{ijt})] \quad (4)$$

Motivado por esse modelo, três exercícios são propostos para investigar o impacto que a forma de desligamento do último emprego pode ter sobre a inserção futura dos agentes no mercado de trabalho. No primeiro, propõe-se mensurar se a forma de desligamento afeta a probabilidade de que um trabalhador seja readmitido em alguma ocupação do setor formal até um ano após o seu desligamento.<sup>5</sup> Neste caso, e supondo que a distribuição de  $U_i$  no universo de trabalhadores formais no período  $t-1$  é normal<sup>6</sup>, tem-se que:

$$\begin{aligned} \Pr(\text{formal}_t | \text{formal}_{t-1}) &= \Pr\left(\bar{A} + (1-T_i)\ln\gamma + X_i'\beta - \ln(\pi_t^e) > -U_i\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\ln(\pi_t^e) - \bar{A} - (1-T_i)\ln\gamma - X_i'\beta\right) \end{aligned} \quad (5)$$

Atente-se que no exercício acima, o coeficiente da variável *dummy*  $T_i$ , que assume o valor 1 se a causa da perda de emprego foi o fechamento da firma e 0 em

5. A probabilidade de se reempregar é tipicamente afetada pela janela temporal em que o evento de reemprego pode ocorrer. Assim, limitou-se a análise a um ano após o desligamento para fixar a mesma janela para todos os trabalhadores. Note-se que um ano é o tempo mínimo em que seguimos um trabalhador na base de dados.

6. Adotou-se a convenção de denotar por  $\Phi(\cdot)$  a distribuição normal padrão e  $\phi(\cdot)$  a densidade de probabilidade normal padrão.

caso contrário, mede o efeito de interesse. Para tanto, supõe-se que todo trabalhador que atinja o patamar mínimo requerido no período  $t$  para conseguir uma colocação no setor formal optará por esta estratégia (o que significa dizer que ocupações informais ou inatividade nesse modelo são simplesmente resultados obtidos por pessoas que não satisfizeram o critério de produtividade requerido pelos estabelecimentos formais). Apesar de forte, esta hipótese é necessária na estratégia empírica, pois não há na base de dados aqui utilizada qualquer informação sobre trabalhadores informais ou indivíduos inativos. Sob as hipóteses feitas, o modelo proposto pode ser estimado através de um *probit* em que a variável dependente assume o valor 1 se o trabalhador desligado no período  $t$  reaparece na base de dados no período  $t+1$ , e 0 caso contrário. A estimação dos parâmetros do modelo pode então ser feita pela maximização da função de verossimilhança:

$$\mathfrak{L}(\Theta) = \prod_{i=1}^N [1 - \Phi(\ln(\pi_i^e) - \bar{A} - T_i \ln \gamma - X_i' \beta)]^{1-d_i} [\Phi(\ln(\pi_i^e) - \bar{A} - T_i \ln \gamma - X_i' \beta)]^{d_i} \quad (6),$$

onde  $\Theta$  denota o vetor de parâmetros que engloba  $(\beta, \gamma, \ln(\pi_i^e), \bar{A})$  e  $d_i$  uma variável que assume valor unitário se o trabalhador reempregou-se no setor formal e zero em caso contrário.

O segundo exercício estima o impacto que o modo de desligamento tem sobre o salário de reemprego para trabalhadores que superaram o requerimento imposto pelas firmas. Neste caso, trabalha-se com a informação disponível sobre o salário inicial dos reempregados no setor formal para estimar:

$$\ln(w_{it+1}^0) = \ln(\alpha) + \ln(\gamma)(1 - T_i) + \bar{A} + X_{it}'\beta + U_i \quad (7)$$

Supondo que  $U_i$  seja estritamente exógeno com respeito a  $(X_i, T_i)$  na população de empregados do setor formal em  $t$ , os coeficientes da equação acima podem ser estimados através de um modelo de mínimos quadrados.

Extensões naturais aos exercícios propostos são investigar se o efeito do estigma, entendido como uma penalização na produtividade esperada que as firmas atribuem aos trabalhadores que estão procurando emprego, pode variar por tipo de ocupação. Pode-se, por exemplo, imaginar que se um trabalhador é demitido de uma determinada ocupação, sua produtividade esperada é estigmatizada apenas em outras ocupações similares (como se tal fato sinalizasse alguma inabilidade para aquele tipo de trabalho, mas não para outros). O procedimento para lidar com este caso é incluir uma variável indicadora de que a ocupação nova é semelhante à anterior na regressão do logaritmo salarial.

Da mesma forma, é possível que apenas a demissão de alguns tipos de ocupação ou setores de atividade cause estigma. Um setor que apresenta tradicionalmente elevada rotatividade provavelmente não provoca o mesmo prejuízo na reputação sobre a produtividade de um trabalhador do que outro no qual as demissões sejam mais raras. Tal possibilidade sugere que a inclusão de indicadores do setor de atividade da última posição ocupada pelo trabalhador antes do desligamento pode trazer informações novas sobre o papel do estigma.

## 4 RESULTADOS

Nesta seção, apresentam-se os resultados dos modelos discutidos na parte metodológica para a probabilidade e o salário de reemprego. Tendo em vista que o interesse está na comparação entre os trabalhadores desligados por demissão e os desligados por fechamento da firma, utilizou-se uma variável *dummy* para distinguir os dois grupos (igual à unidade se por fechamento e zero se por demissão). Para averiguar mudanças no efeito estigma quando o trabalhador se reemprega na mesma ocupação que possuía anteriormente, introduziu-se em algumas especificações do modelo salarial uma *dummy* para captar este evento (igual a um se ocorre e zero caso contrário) e sua interação com a *dummy* de grupo de desligamento. A exposição será iniciada pelas estimativas referentes ao modelo de probabilidade de reemprego, passando posteriormente à análise dos resultados do modelo salarial.

### 4.1 PROBABILIDADE DE REEMPREGO

A tabela 4 contém as estimativas dos parâmetros do modelo *probit* para a probabilidade de reemprego no setor formal. A diferença entre as duas primeiras colunas é que a segunda inclui a variável de interesse (*i.e.* a *dummy* para trabalhador desligado por fechamento). A diferença entre a segunda e a terceira colunas refere-se às inclusões da variável tempo no emprego na firma antes de ocorrer o desligamento e de *dummies* para o setor de atividade dessa firma (estimativas não mostradas). Por fim, a diferença entre as duas últimas colunas é a introdução de *dummies* para o tamanho do estabelecimento pré-desligamento. Todas as especificações incluem *dummies* de região geográfica, ano e trimestre referentes ao pré-desligamento. Vale assinalar que todas as estimativas dos coeficientes são altamente significativas. Assim, apesar de serem apresentados na tabela 4 os erros-padrões, não há referência à significância estatística dos coeficientes estimados. O mesmo vale para a análise da parte salarial.

A coluna 1 da tabela 4 revela que os trabalhadores com ensino fundamental ou médio incompleto têm maior probabilidade de se reempregar no setor formal do que os trabalhadores com pelo menos o ensino médio completo (grupo excluído). Os coeficientes estimados dos termos linear e quadrático para a idade do trabalhador são respectivamente negativo e positivo, mostrando um formato em “U” para o efeito da idade sobre a probabilidade de reemprego no setor formal. Estes resultados para educação e idade do trabalhador mantêm-se em termos qualitativos para todas as demais especificações do modelo.

Conforme revela a coluna 2 da tabela 4, o coeficiente estimado para a variável de interesse é positivo, mostrando que os trabalhadores desligados pelo fechamento da firma têm maior probabilidade de reemprego do que os demitidos por decisão do empregador. O resultado se mantém com a inclusão na coluna 3 de *dummies* de setor e da variável tempo no emprego anterior, com esta última tendendo a aumentar as chances de reemprego dos trabalhadores no setor formal. A coluna 4 mostra que, comparativamente aos trabalhadores desligados de firmas grandes (mais de 1000 empregados), há um aumento da probabilidade de reemprego dos que saem de firmas relativamente pequenas (55 a 249 empregados), porém uma queda para os que saem de firmas intermediárias (250 a 999 empregados). Embora não seja muito claro por

que isso ocorre, o que mais importa para os propósitos deste estudo é que o coeficiente de interesse permanece positivo.

TABELA 4

**Estimativas do *probit* para a probabilidade de reemprego: homens**

Variável	Especificações			
	1	2	3	4
Desligado por fechamento		0,1609 (0.0027)	0,1189 (0.0028)	0,1177 (0.0028)
0 a 7 anos de estudo	0,1883 (0.001)	0,1888 (0.001)	0,2296 (0.0011)	0,2302 (0.0011)
8 a 10 anos de estudo	0,0948 (0.0012)	0,0939 (0.0012)	0,1205 (0.0012)	0,1199 (0.0012)
Idade	-0,0407 (0.0004)	-0,0410 (0.0004)	-0,0417 (0.0004)	-0,0417 (0.0004)
Idade <sup>2</sup>	0,0007 (0)	0,0007 (0)	0,0007 (0)	0,0007 (0)
Tempo no emprego			0,0300 (0.0001)	0,0303 (0.0001)
De 55 a 249 trabalhadores				0,0257 (0.0012)
De 250 a 999 trabalhadores				-0,0179 (0.0013)
Intercepto	0,0529 (0.008)	0,0583 (0.008)	0,0560 (0.0081)	0,0514 (0.0081)
<i>Log</i> Verossimilhança	-6215123,5	-6213410,3	-6181186,6	-6180079,7
Observações	9548101	9548101	9548002	9548002

Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.

Elaboração dos autores.

Notas: 1 Erros-padrão entre parênteses.

2 Todas as especificações incluem *dummies* de região geográfica, ano e trimestre do emprego anterior ao desligamento.

3 As especificações 3 e 4 incluem *dummies* de setor.

4 Os grupos excluídos são: mais de 10 anos de estudo e estabelecimentos com mais de 1000 empregados.

Em suma, a tabela 4 indica que há diferenças estatisticamente significativas na probabilidade de se obter um novo emprego no setor formal entre os demitidos e os desligados por fechamento da empresa. Uma vez que esta probabilidade é inferior para o primeiro grupo, os resultados fornecem evidências de que os trabalhadores demitidos tendem a ser estigmatizados na busca por outro emprego formal.

## 4.2 REGRESSÃO SALARIAL

Na análise salarial estimou-se uma regressão cuja variável dependente é o *log* do salário de reemprego do trabalhador. As estimativas obtidas desta regressão estão apresentadas na tabela 5. As diferenças entre as colunas desta tabela são a inclusão de variáveis de controle adicionais. Especificamente, as colunas 2 e 3 incluem uma *dummy* para se trabalhador se reemprega na mesma ocupação anterior e uma interação dessa *dummy* com a variável de interesse, o tempo no emprego anterior e uma *dummy* para se o trabalhador se reemprega no mesmo setor. A diferença entre as colunas 2 e 3 é que esta última contém *dummies* para a classe de tamanho da firma.

TABELA 5

**Estimativas do efeito estigma: variável dependente: *log* do salário de reemprego**

Variável	Especificações		
	(1)	(2)	(3)
Desligado por fechamento (A)	0,1061 (0.0019)	0,0584 (0.0029)	0,0596 (0.0029)
Ocupação de reempregados igual a de desligados (B)		0,1009 (0.0006)	0,1008 (0.0006)
(A) X (B)		-0,0689 (0.0036)	-0,0717 (0.0036)
0 a 7 anos de estudo	-0,6372 (0.0006)	-0,6165 (0.0006)	-0,6166 (0.0006)
8 a 10 anos de estudo	-0,4677 (0.0007)	-0,4476 (0.0007)	-0,4472 (0.0007)
Idade	0,0529 (0.0003)	0,0446 (0.0003)	0,0446 (0.0003)
Idade <sup>2</sup>	-0,0005 (0)	-0,0004 (0)	-0,0004 (0)
Menos de 1 mês fora do formal (f.f.)	0,4255 (0.0017)	0,3775 (0.0016)	0,3763 (0.0016)
Até 1 mês f.f.	0,3135 (0.0017)	0,2939 (0.0017)	0,2934 (0.0017)
2 a 3 meses f.f.	0,1475 (0.0017)	0,1586 (0.0017)	0,1579 (0.0017)
4 a 6 meses f.f.	0,0734 (0.0017)	0,0716 (0.0016)	0,071 (0.0016)
7 a 11 meses f.f.	0,0148 (0.0017)	0,0077 (0.0016)	0,0076 (0.0016)
Tempo no emprego		0,0409 (0.0001)	0,0407 (0.0001)
Setor de reempregados igual ao de desligados		0,0601 (0.0006)	0,0606 (0.0006)
De 55 a 249 trabalhadores			-0,015 (0.0007)
De 250 a 999 trabalhadores			0,0213 (0.0008)
Intercepto	5,5692 (0.0055)	5,6319 (0.0054)	5,6331 (0.0054)
<b>Total de observações</b>	<b>5852532</b>	<b>5852532</b>	<b>5852532</b>

Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.

Elaboração dos autores.

Notas: 1 A variável dependente é o *log* do salário de reemprego do trabalhador.

2 Erros-padrão entre parênteses.

3 Todas as colunas incluem *dummies* de região geográfica, ano e trimestre.

4 Os grupos excluídos são: mais de 10 anos de estudo, trabalhadores há pelo menos 12 meses fora do setor formal e trabalhadores que estavam em firmas com mais de 1000 empregados.

A coluna 1 da tabela 5 mostra que há uma diferença positiva de aproximadamente 11% no salário de reemprego entre os trabalhadores desligados por fechamento e os desligados por demissão. Os coeficientes das demais covariadas da coluna 1 apresentam os sinais esperados, com diferenciais salariais aumentando por grupo educacional, crescimento decrescente do salário com a idade e quedas no salário de reemprego aumentando com o tempo que o trabalhador leva para se reempregar. Os resultados para estas covariadas essencialmente não se alteram nas demais especificações.

Os resultados da coluna 2 da tabela 5 mostram que o diferencial de salários entre os grupos de interesse é distinto dependendo de o trabalhador ter se reempregado ou não na mesma ocupação que possuía antes do desligamento. De fato, o diferencial salarial entre o grupo desligado por fechamento e o desligado por demissão é de cerca de 6% para os que se reempregam em outra ocupação e de cerca de -1% para os que se reempregam na mesma ocupação. Uma possível explicação para o aparecimento da diferença de resultados é que, relativamente aos que saem por demissão, os

trabalhadores desligados por fechamento podem estar sendo reempregados em ocupações distintas das anteriores e que envolveriam algum tipo de “promoção”. O tempo no emprego anterior e o reemprego no mesmo setor de atividade tendem a elevar o salário de reemprego dos trabalhadores.

Usando dados longitudinais de uma pesquisa domiciliar dos Estados Unidos (*National Longitudinal Survey of Youth – NLSY*), Krashinsky (2002) apresenta evidências de que os diferenciais salariais entre os trabalhadores desligados por fechamento e por demissão desaparecem quando se introduzem controles para as diferenças de tamanho dos estabelecimentos que empregam os dois grupos. A última coluna da tabela 5 não confirma este resultado. De fato, a inclusão de *dummies* para diferentes classes de tamanho na regressão praticamente não modifica os coeficientes de interesse. Assim, pelo menos no caso brasileiro, o efeito de trocar de empresas com distintos tamanhos não parece anular a existência ou tampouco alterar a magnitude do efeito estigma.

Em suma, os resultados encontrados nesta subseção parecem confirmar a presença de um diferencial salarial entre demitidos e desligados por fechamento. Os resultados para salários estão em linha com os que haviam sido encontrados na análise da probabilidade de reemprego: o efeito estigma parece existir e tem magnitude significativa.

## 5 CONCLUSÕES

Neste estudo, confirmaram-se para o caso brasileiro as predições do modelo de Gibbons e Katz (1991), de que trabalhadores demitidos enfrentam maiores dificuldades de recolocação no setor formal da economia brasileira do que trabalhadores que perderam seus empregos devido ao fechamento dos seus antigos estabelecimentos. Seguindo um modelo teórico no qual a forma de desligamento do último emprego afeta a produtividade que potenciais empregadores esperam que os trabalhadores recém-desocupados tenham, concluiu-se de forma robusta que a produtividade esperada de um demitido é cerca de 15% menor do que a de um desempregado por fechamento de estabelecimento.

Interessante notar que o resultado se mantém ainda quando controlado para o tamanho do estabelecimento em que os trabalhadores originalmente atuavam. Em princípio, poder-se-ia imaginar que os salários de reemprego dos trabalhadores de estabelecimentos recém-fechados aumentam devido ao fato de que, às vésperas do fechamento, seu antigo empregador havia comprimido os ganhos de seus funcionários. Ao controlar para a variação entre as classes de tamanho do estabelecimento no emprego anterior e atual, mostrou-se que ainda assim parece haver um efeito de estigma sobre os demitidos.

Futuras extensões incluem aprimorar as medições sobre o impacto direto do estigma, mantidas constantes as demais condições do indivíduo e do posto de trabalho, e investigar a heterogeneidade do efeito-estigma em grupos específicos de trabalhadores ou situações específicas de transição de um posto de trabalho a outro. No primeiro caso, pretende-se efetuar um exame mais acurado sobre o argumento exposto no parágrafo anterior, por exemplo, tentando controlar não apenas para o tamanho do estabelecimento em que o indivíduo originalmente trabalhava, mas também para outras medidas de desempenho deste estabelecimento às vésperas do

fechamento (por exemplo, a variação do estoque de empregados no ano que precedeu o fechamento).

Com respeito à possível heterogeneidade do efeito-estigma, é possível investigar nos dados se episódios de demissão em massa prejudicam menos a imagem do trabalhador do que demissões individuais (sob o argumento de que demissões em massa poderiam ser entendidas como choques que afetaram a empresa como um todo, e não como sinais de que o demitido é particularmente pouco produtivo). Além disso, é possível que trabalhadores especializados sofram mais com o estigma do que os não especializados, talvez porque sinais sobre seu desempenho sejam mais informativos.

## REFERÊNCIAS

- DORION, D. Layoffs as signals: the Canadian evidence. *Canadian Journal of Economics*, v.28, n.4; p. 899-913, 1995.
- FARBER, H. **Job loss in the United States: 1981-2001**. NBER working paper n. 9707, 2003.
- GIBBONS, R.; KATZ, L. Layoffs and lemons. *Journal of Labor Economics*, v.9, n.4; p.351-80, 1991.
- GRUND, C. **Stigma effects of layoffs?** Evidence from German micro-data. *Economic Letters*, v. 64, n.2; p. 241-47, 1997.
- KRASHINSKY, H. Evidence on adverse selection and establishment size in the labor market. *Industrial and Labor Relations Review*, v.56, n.1; p. 84-96, 2002.
- RODRIGUEZ-PLANAS, N. **Signaling in the labor market: new evidence on layoffs and plant closing**. IZA Discussion Paper n. 1009, 2004.
- SONG, Y. **Recall Bias in the displaced workers survey: are layoffs really lemons?** *Labour Economics* v.14, p.335-345, 2007.
- STEVENS, A. Persistent effects of job displacement: the importance of multiple job losses. *Journal of Labor Economics*, v.15, n.1, p. 165-88, 1997.

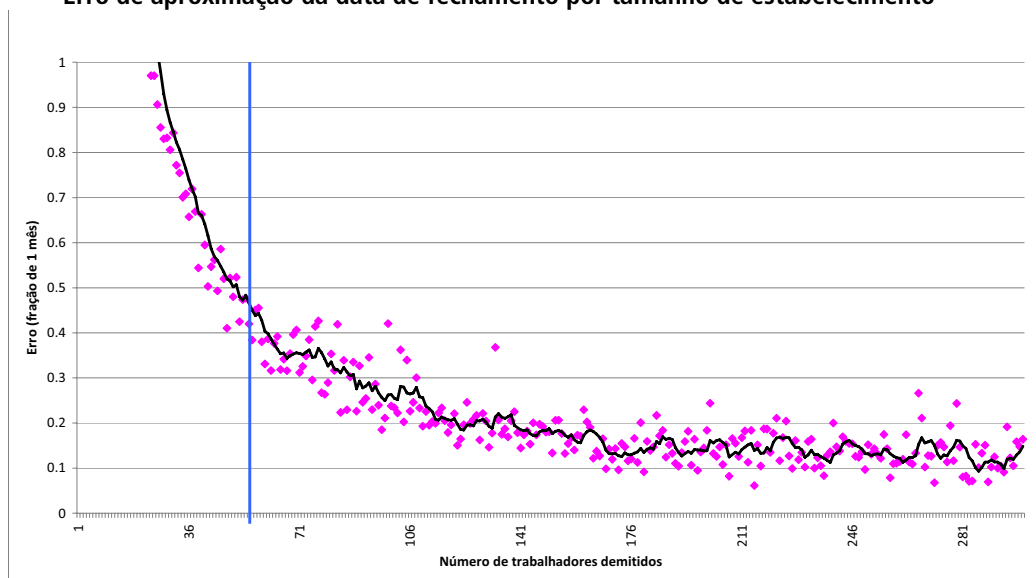


## ANEXO

### CÁLCULO DO ERRO DE APROXIMAÇÃO DA DATA DE FECHAMENTO DA FIRMA

GRÁFICO 3

Erro de aproximação da data de fechamento por tamanho de estabelecimento



Fonte: Rais/MTE de 2000 a 2006.  
Elaboração dos autores.

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Iranilde Rego

### **Revisão**

Cláudio Passos de Oliveira

Luciana Dias Jabbour

Marco Aurélio Dias Pires

Reginaldo da Silva Domingos

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Maria Angela de Jesus Silva (estagiária)

### **Editoração**

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Renato Rodrigues Bueno

### **Livraria**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)

Tiragem: 130 exemplares