

Coelho, Danilo; Fernandes, Marcelo; Foguel, Miguel N.

Working Paper

Capital estrangeiro e diferenciais de gênero nas promoções: Evidências da indústria de transformação brasileira

Texto para Discussão, No. 1447

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Coelho, Danilo; Fernandes, Marcelo; Foguel, Miguel N. (2009) : Capital estrangeiro e diferenciais de gênero nas promoções: Evidências da indústria de transformação brasileira, Texto para Discussão, No. 1447, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91291>

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.

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1447

CAPITAL ESTRANGEIRO E DIFERENCIAIS DE GÊNERO NAS PROMOÇÕES: EVIDÊNCIAS DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA

**Danilo Coelho
Marcelo Fernandes
Miguel N. Foguel**

Brasília, dezembro de 2009

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1447

CAPITAL ESTRANGEIRO E DIFERENCIAIS DE GÊNERO NAS PROMOÇÕES: EVIDÊNCIAS DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA*

Danilo Coelho**

Marcelo Fernandes***

Miguel N. Foguel****

Brasília, dezembro de 2009

* Os autores são gratos a Alexandre Carvalho, Kiko Corseuil, Claudio Ferraz e Marco Manacorda pelas úteis discussões, bem como aos participantes do seminário do encontro da Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC) de 2007 e da Latin American and Caribbean Economic Association (Lacea) de 2008. Fernandes também agradece o apoio financeiro do Economic and Social Research Council (ESRC) sob a concessão RES-062-23-0311.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Coordenação de Estudos de Mercado e Regulação da Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura (Diset) do Ipea (e-mail: danilo.coelho@ipea.gov.br).

*** Professor da Queen Mary, University of London (e-mail: m.fernandes@qmul.ac.uk).

**** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea (e-mail: miguel.foguel@ipea.gov.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 C24, C41, J16, J71, M51

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 DESCRIÇÃO DOS DADOS	9
3 MODELO DE DURAÇÃO POR TEMPO PARA PROMOÇÃO	11
4 PROMOÇÕES NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA	12
5 CONCLUSÃO	19
REFERÊNCIAS	21

SINOPSE

Este texto examina se existe um efeito de teto de vidro na ascensão profissional das mulheres nas grandes empresas da indústria de transformação do Brasil. Em particular, verifica-se se o gênero importa no tempo necessário para se obter uma promoção para uma posição gerencial. Embora utilizem-se modelos paramétricos de tempo de falha acelerado na análise preliminar, os principais resultados do estudo dependem das estimativas de *ranking* parcial de um modelo semiparamétrico de duração que permite à censura ser dependente de covariadas. Verificou-se que, embora haja diferenciais de gênero nas promoções dentro das empresas nacionais, o mesmo não se aplica às empresas sob controle estrangeiro. Prestou-se também atenção a duas outras dimensões do progresso na carreira, a saber, crescimento salarial e probabilidade de promoção. Observou-se que os ganhos salariais após a promoção não contribuem para gerar diferencial de salário entre homens e mulheres nas empresas nacionais ou estrangeiras, apesar de as mulheres possuírem uma menor probabilidade de obterem uma promoção nas empresas nacionais e, em menor medida, nas empresas estrangeiras.

1 INTRODUÇÃO

Existe um consenso generalizado sobre o diferencial salarial entre homens e mulheres ser, em grande parte, explicado pela segmentação ocupacional – ou seja, há concentração da força de trabalho feminina em postos de trabalho mal remunerados. Para ilustrar a segmentação ocupacional por gênero no Brasil, vejam-se os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), ambas de 2004. No universo dos trabalhadores com carteira assinada, 39% são do sexo feminino e situam-se em nível educacional médio, mais elevado que o da contraparte masculina. Entretanto, nas grandes empresas privadas da indústria de transformação brasileira, nas quais os salários estão bem acima da média, as mulheres representam apenas 23% do total de empregados. A segmentação aumenta quando se examinam os altos escalões destas empresas: somente 14% dos cargos de comando (gerência ou direção) são ocupados por mulheres. Em 1996, esta segmentação era ainda maior, visto que as mulheres perfaziam 22% do total de empregados e ocupavam 8% dos cargos de comando. Isto sugere que pode existir um efeito de teto de vidro – *glass ceiling* (ARULAMPALAM, BOOTH e BRYAN, 2007) – no mercado de trabalho brasileiro na medida em que as mulheres experimentam barreiras não explícitas que as impedem de ascender aos altos escalões das empresas.

Este estudo contribui para a literatura ao examinar dados das maiores empresas da indústria de transformação do Brasil. Em particular, busca-se verificar se efetivamente existe um teto de vidro à ascensão profissional das mulheres ao se analisar se o gênero influi no tempo de emprego até a promoção a um cargo de comando (gerência ou direção) na empresa. Este objetivo complementa a literatura sobre diferenciais de gênero nas promoções, cujos estudos focam as taxas de promoção. O tempo até a promoção oferece um ângulo diferente em amostras com janelas de tempo de observação grandes, que podem apresentar taxas de promoção semelhantes para ambos os sexos mesmo que os intervalos de tempo até a promoção sejam muitos diferentes.

Até onde se sabe, este é o primeiro estudo que analisa diferencial de gênero na promoção usando microdados de um país em desenvolvimento. Além do óbvio interesse em verificar se os principais fatos estilizados se mantêm em um país da América Latina, a motivação também reside na qualidade e disponibilidade dos microdados brasileiros. Ao contrário de muitos estudos que utilizam dados de empresas individuais – ver, por exemplo, Cabral, Ferber e Green (1981); Gerhart e Milkovich (1989); e Baker, Gibbs e Holmstrom (1994) –, conta-se aqui com uma amostra homogênea de trabalhadores recém-contratados da indústria de transformação brasileira no período compreendido entre 1996 e 2005. A base de dados do estudo é especialmente conveniente.

Em primeiro lugar, os dados incluem uma vasta gama de controles para o trabalhador e para as características da firmas. Em segundo lugar, ao contrário do que fizeram Blau e deVaro (2007), observam-se vários trabalhadores por estabelecimento em diferentes áreas de atuação e níveis hierárquicos, bem como suas carreiras ao longo do tempo em termos de ocupação e salário. Uma limitação potencial é que o conjunto de dados utilizados neste estudo não inclui qualquer medida direta da produtividade profissional; utilizam-se, portanto, medidas indiretas.

Curiosamente, verificou-se que, embora haja, na indústria de transformação brasileira, diferenciais de gênero no tempo de emprego até a promoção a um cargo de comando nas empresas nacionais, o mesmo não se aplica às empresas sob controle estrangeiro. As conclusões deste estudo complementam, em certa medida, a literatura sobre diferenças entre as empresas nacionais e multinacionais (DOMS e JENSEN, 2006; GREENE, HORNSTEIN, WHITE e YEUNG, 2006), assim como a evidência de que diferenciais de gênero podem depender da natureza da empresa – ver deVaro e Samuelson (2005) para uma interessante comparação entre organizações com e sem fins lucrativos, por exemplo. A conjectura que se faz aqui é que estas diferenças devem-se ao fato de as multinacionais enfrentarem pressões de grupos de interesse (por exemplo, sindicatos trabalhistas e ambientalistas), que são diferentes das enfrentadas pelas empresas nacionais.

Este estudo se relaciona, principalmente, à literatura sobre diferenciais de gênero na mobilidade de carreira.

Por um lado, a literatura teórica sobre a mobilidade de carreira foca principalmente a educação (SICHERMAN e GALOR, 1990), abstraindo-se dos diferenciais de gênero. Porém, existem algumas exceções. Booth, Francesconi e Frank (2003) derivam um modelo que distingue um aumento salarial devido a uma promoção dos aumentos salariais subsequentes. Sob o pressuposto de as mulheres terem piores alternativas de mercado trabalho, as implicações do modelo são compatíveis com as evidências empíricas observadas no Reino Unido, onde o gênero do trabalhador não afeta as taxas de promoção, embora as mulheres recebam aumentos salariais inferiores. Baldwin, Butler e Johnson (2001) identificam os efeitos da segregação ocupacional sobre diferenciais salariais de gênero usando um modelo hierárquico de discriminação em que homens não gostam de serem supervisionados por gerentes mulheres. Eles preveem um declínio exponencial na proporção relativa de trabalhadoras nas camadas hierárquicas mais altas, o que está em conformidade com as evidências obtidas por meio de uma amostra de trabalhadores do setor de seguros coletada pela Current Population Survey (CPS) de 1988.

Por outro lado, é prática comum na literatura empírica incluir a variável *sexo* entre os determinantes da probabilidade de mobilidade e promoção do trabalho – ver, entre outros, Groot e Van den Brink (1996); Booth e Francesconi (2000); e Blau e deVaro (2007) –, tendo em vista que homens e mulheres podem diferir em oportunidades extramercado (MINCER e OFEK, 1982; LAZEAR e ROSEN, 1990; ROYALTY, 1998), bem como no custo da busca por trabalho (MEITZEN, 1986). Por exemplo, as mulheres podem enfrentar mais restrições para trabalhar mais horas ou até mesmo para permanecer no mercado de trabalho. Se as mulheres são mais susceptíveis a se desligarem das empresas, estas terão menos incentivos para treiná-las e a promovê-las. Além disso, se as mulheres perceberem a promoção como improvável devido a práticas discriminatórias, elas podem não se engajar em programas de treinamento nas empresas (ARROW, 1972). Veja, entre outros, Cabral *et al.* (1981), Spurr (1990), Cannings e Montmarquette (1991), McCue (1996), Barnett, Baron e Stuart (2000), Ransom e Oaxaca (2005), Acosta (2006) e Blau e deVaro (2007) para evidências que apoiam a existência de diferenciais de gênero, assim como Lewis (1986), Powell e Butterfield (1994), Paulin e Mellor (1996), Petersen e Saporta (2004) e Giuliano, Levine e Leonard (2005) para evidências contra diferenciais de gênero.

Os artigos mais próximos a este trabalho são McCue (1996) e Pekkarinen e Vartiainen (2006). Estes artigos demonstram, a partir dos dados da Panel Study of Income Dynamics (PSID, 1976-1988), que homens negros e mulheres levam em média mais tempo para obter uma promoção que os homens brancos. Pekkarinen e Vartiainen (2006) analisam diferenciais de gênero no tempo de promoção dos trabalhadores da indústria metalúrgica na Finlândia. Eles demonstram que as mulheres geralmente levam mais tempo para obter uma promoção que os homens com trabalhos semelhantes, mesmo que elas sejam consistentemente mais produtivas que os homens. Os resultados deste estudo para a indústria de transformação brasileira são curiosamente diferentes: diferenciais de gênero aparecem apenas nas empresas nacionais.

O restante deste trabalho está organizado na seguinte forma: a seção 2 descreve as principais características do banco de dados utilizado, enquanto a seção 3 aborda a metodologia econométrica empregada para avaliar se há diferenciais de gênero nas promoções. Em seguida, a seção 4 relata as conclusões da análise empírica. A seção 5 oferece algumas observações finais.

2 DESCRIÇÃO DOS DADOS

O conjunto de dados empregados neste estudo reúne informações de vários bancos de dados. Em particular, ele combina dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), que abrangem o período compreendido entre 1991 e 2005, com dados da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), de 1996, e do Censo do Capital Estrangeiro (CEB) de 2000.

A Rais é um registro administrativo, gerenciado pelo Ministério de Trabalho e Emprego (MTE), que fornece informações socioeconômicas sobre todas as empresas do setor formal brasileiro e seus respectivos empregados. As informações sobre os empregados são: número do Programa de Integração Social (PIS), idade, sexo, cor, existência de deficiência, grau de instrução, tempo de emprego na empresa, salário, ocupação, número de horas trabalhadas, tipo de contrato de trabalho, nacionalidade, mês de admissão, mês de desligamento e causa de desligamento. As informações referentes às empresas são: número do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), setor de atividade, natureza jurídica e unidade da federação. Faz-se uso dos dados da Secex para recolher informações sobre quanto cada empresa exporta, utilizadas como um indicador da produtividade da empresa.

O Banco Central do Brasil publica o CEB de cinco em cinco anos por meio da coleta de informações sobre a origem do capital acionário das empresas no Brasil. Empregou-se o CEB para classificar as empresas em nacionais ou multinacionais. Definiu-se como multinacional a empresa em que mais de 50% do capital acionário é estrangeiro. Dados da Rais e do CEB revelam que, nas grandes empresas de capital estrangeiro da indústria de transformação brasileira, as mulheres são 21% do total de empregados e ocupam 13% dos cargos de comando, enquanto nas empresas de capital nacional, estes números são 25% e 15%, respectivamente. Os números são semelhantes para empresas de capital nacional (ou seja, empresas nas quais menos de 50% do capital é estrangeiro): 25% e 15%, respectivamente.

Para formar uma amostra Rais homogênea, o estudo concentrou-se nos indivíduos que atendem aos critérios a seguir.

Em primeiro lugar, o indivíduo deve trabalhar na indústria de transformação brasileira em uma empresa privada com 500 empregados ou mais que vise ao lucro. Em segundo lugar, o indivíduo deve possuir diploma universitário. Em terceiro lugar, ele deve ter sido admitido na empresa (e, conseqüentemente, no banco de dados do Rais) entre janeiro de 1991 e dezembro de 1995. Em quarto lugar, o indivíduo deve trabalhar como contador, administrador, chefe intermediário, economista, engenheiro, gerente, diretor, advogado ou supervisor de compras/vendas. Em quinto lugar, ele também deve ter um contrato de trabalho que não seja temporário.

A amostra resultante possui 1.482 empresas, das quais 302 (20,4%) são multinacionais, que empregam 28.610 homens e 4.520 mulheres. O indivíduo médio, na amostra deste estudo, possui cerca de 34 anos de idade e trabalha cerca de 43 horas semanais. Quanto às profissões, os engenheiros perfazem 30,6% das observações, devido ao predomínio dos trabalhadores masculinos na amostra – a proporção de engenheiras é de apenas de 17,5%. Entre os homens, 28,9% ocupam cargos gerenciais – este número cai para 18,6% no caso das mulheres. A tabela 1 estratifica a amostra segundo ocupação e gênero; a tabela 2 apresenta médias amostrais das principais características dos indivíduos segundo o tipo de censura e gênero.

TABELA 1

Tamanho da amostra segundo gênero e ocupação

Ocupação	Feminino		Masculino		Total	
	Absoluto	Relativo	Absoluto	Relativo	Absoluto	Relativo
Engenheiro	793	17,50%	9.360	32,70%	10.153	30,60%
Grupo AAEL ¹	1.205	26,70%	3.577	12,50%	4.782	14,40%
Chefe intermediário	917	20,30%	3.976	13,90%	4.893	14,80%
Supervisor	764	16,90%	3.428	12,00%	4.192	12,70%
Gerente e diretor	841	18,60%	8.269	28,90%	9.110	27,50%
Total	4.520	100%	28.610	100%	33.130	100%

Fonte: Microdados da Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Contadores, administradores, economistas e advogados.

TABELA 2

Estatísticas amostrais segundo censura e gênero

Variável	Duração zero				Sem censura				Censura à direita			
	Feminino		Masculino		Feminino		Masculino		Feminino		Masculino	
	Média	DP ¹	Média	DP ¹	Média	DP ¹	Média	DP ¹	Média	DP ¹	Média	DP ¹
Duração da promoção	0	0	0	0	40,4	34,4	41,9	34,3	34,3	34	35,7	34,7
Engenheiro	0	0	0	0	0,2	0,4	0,42	0,49	0,22	0,41	0,46	0,5
Grupo AAEL	0	0	0	0	0,31	0,46	0,15	0,36	0,33	0,47	0,18	0,38
Chefe intermediário	0	0	0	0	0,34	0,47	0,26	0,44	0,24	0,43	0,19	0,39
Supervisor	0	0	0	0	0,15	0,36	0,17	0,37	0,21	0,41	0,17	0,37
Gerente e diretor	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Idade	34,4	7,1	39,4	7,5	30	5,9	33,3	7,5	30,1	6,1	33	7,6
Salário mensal	29,8	19,6	42	22,4	19,9	10,7	26,3	16,2	14,5	9,3	20	12,3
Horas trabalhadas	43,1	2,4	43,2	2	42,8	2,5	43,1	1,8	42,9	2,7	42,9	2,5
Multinacional	0,37	0,48	0,34	0,47	0,52	0,5	0,48	0,5	0,4	0,49	0,41	0,49
Sudeste	0,81	0,39	0,76	0,43	0,82	0,39	0,7	0,46	0,75	0,43	0,73	0,44
Tamanho	2.565	3.128	2.526	3.330	3.678	4.005	3.178	3.87	3.361	4.859	3.626	5.318
Exportação	0,045	0,123	0,05	0,133	0,085	0,175	0,077	0,153	0,059	0,142	0,082	0,183
Número de observações	841		8.269		213		1.861		3.466		18.480	

Fonte: Microdados da Rais/MTE

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Desvio padrão.

Obs.: A duração da promoção está medida em meses. As variáveis tamanho e exportação se referem respectivamente ao número de empregados e ao valor exportado pela firma em US\$ bilhões. A idade do trabalhador está medida em anos, o salário mensal em número de salários mínimos, e as horas trabalhadas em horas por semana. Todas as demais linhas da tabela referem-se a uma proporção conforme o nome da variável que consta na tabela.

3 MODELO DE DURAÇÃO POR TEMPO PARA PROMOÇÃO

Nesta seção, descreve-se o modelo de duração utilizado para estimar os diferenciais de gênero no tempo para promoção. Embora depois também se tenha considerado um modelo de duração semiparamétrico mais geral, começou-se por uma especificação de regressão linear simples para o *log* do tempo para a promoção:

$$\text{Ln}T_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde T_i^* afere quanto tempo é necessário para o indivíduo obter uma promoção, X_i é um vetor de variáveis de controle, e ε_i é o termo de erro com parâmetros de escala e forma σ e ζ , respectivamente. No contexto de modelos de duração, (1) corresponde a uma especificação de tempo de falha acelerado (AFT).

A variável de duração foi construída seguindo-se, de janeiro de 1996 a dezembro de 2005, os indivíduos que entraram no banco de dados da Rais entre janeiro de 1991 e dezembro de 1995. Como alguns indivíduos não obtiveram promoção para posições gerenciais neste período, o tempo necessário para que ocorra uma promoção não foi observado. Em contrapartida, classificaram-se como zero as durações de indivíduos cuja primeira posição dentro da empresa havia sido no nível gerencial (ou seja, em cargos de gerente ou um diretor). Excluíram-se inicialmente estes indivíduos da regressão AFT, tendo em vista que o modelo (1) envolve uma transformação de *log* da duração. Em suma, isto significa que os critérios de seleção da amostra deste estudo asseguram que as durações de promoção podem apresentar apenas censura à direita.

Sob censura à direita, em vez de se observar o tempo para a promoção T_i para cada indivíduo na amostra, têm-se informações somente sobre a seguinte variável de duração:

$$T_i = \begin{cases} T_i^* & \text{sem censura} \\ R_i & \text{sob censura à direita} \end{cases}$$

onde R_i corresponde a quanto tempo o indivíduo tem de emprego até dezembro de 2005. Se o indivíduo sai da empresa antes de dezembro de 2005, então a variável de censura à direita R_i denota o tempo de emprego sem receber uma promoção até a data de saída.

As variáveis de controle no nível individual provêm do banco de dados Rais e referem-se ao mês em que o indivíduo começa na empresa. Em contrapartida, informações ao nível da firma são provenientes do banco de dados da Rais de janeiro de 1996, dos dados da Secex de 1996 e do CEB de 2000.

Em particular, construiu-se a variável binária *homem* para controle do gênero do indivíduo. Também foram incluídas as variáveis binárias *multinacional* e *Sudeste*, que assumem, respectivamente, valor igual a um para empresas com mais de 50% do capital estrangeiro e para empresas situadas na região Sudeste do Brasil. Além disso, incluiu-se a interação *homens x multinacionais*, assim como duas variáveis contínuas, quais sejam, *tamanho* e *exportações*, que correspondem, respectivamente, ao logaritmo

natural do número de empregados e às exportações totais (em bilhões de dólares) da empresa na qual o indivíduo trabalha. Empregou-se esta última variável na tentativa de controlar para a produtividade das empresas.

Denotou-se por F a função de distribuição cumulativa do termo de erro em (1), por f a função densidade, por $S = 1 - F$ a função sobrevivência, e por $\theta = (\beta, \sigma, \zeta)$ o vetor de parâmetros. A seguir, descreve-se a forma da função de log-verossimilhança para amostras com observações censuradas à direita:

$$L_N(\theta) = \sum_{i=1}^N (1 - r_i) \ln[f(\varepsilon_i) / \sigma] + \sum_{i=1}^N r_i \ln S(\varepsilon_i)$$

onde r_i é uma função indicadora que assume valor um se houver censura, e zero em caso contrário.

Para levar em conta a heterogeneidade, especificaram-se modelos de duração com *frailty*, tratando-se os efeitos individuais não observados como sendo aleatoriamente distribuídos por uma distribuição gama com variância λ .

Inicialmente, supôs-se que a censura seja independente dos regressores. Este pressuposto é de fato forte, tendo em vista que ele exclui a possibilidade de as mulheres possuírem uma probabilidade maior que os homens de se desligarem da empresa, como no modelo de Lazear e Rosen (1990).¹ A tabela 2 documenta que 6,5% das durações relativas aos trabalhadores masculinos não exibem censura, enquanto 64,6% exibem censura à direita, e 28,9% possuem durações iguais a zero.

Estes valores são respectivamente 4,7%, 76,7% e 18,6% para o caso dos trabalhadores do sexo feminino.

Em certa medida, essas diferenças sugerem que a censura depende de gênero, violando o pressuposto da independência. Assim, controlou-se para o caso de a censura ser dependente das covariadas, empregando-se o estimador de *ranking* parcial proposto por Khan e Tamer (2007). Este estimador não supõe uma distribuição específica para o erro do modelo, tampouco impõe uma especificação paramétrica para a função de ligação. Na próxima seção, se mostrará que a adoção desta forma mais geral de censura é fundamental para a análise do tempo transcorrido até a promoção na indústria de transformação brasileira.

4 PROMOÇÕES NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA

4.1 ANÁLISE PRELIMINAR

O principal modelo de duração paramétrico estimado pressupõe uma distribuição gama generalizada para o tempo para promoção. Existem dois parâmetros distribucionais, a saber, os parâmetros de escala σ e o de forma ζ .

1. A evidência empírica é conflitante, na melhor das hipóteses. Os resultados de Pekkarinen e Vartiainen (2006) confirmam que as mulheres se desligam com mais frequência que os homens, enquanto Blau e Kahn (1981) e Ransom e Oaxaca (2005) não encontram evidência destes diferenciais de gênero.

Empregou-se a distribuição gama generalizada, pois ela engloba a maioria das distribuições tradicionalmente utilizadas na literatura de modelos de duração. Em particular, a gama generalizada coincide com a distribuição log-normal se $\zeta = 0$, e com a distribuição de Weibull se $\zeta = 1$. Examinou-se então, por meio do teste da razão de verossimilhança logarítmica, se os parâmetros distribucionais eram compatíveis com as distribuições log-normal e de Weibull.

A tabela 3 apresenta os resultados de estimativa dos modelos de tempo de falha acelerado com *frailty* gama para diferentes distribuições do erro do modelo. As estimativas dos coeficientes de regressão são muito semelhantes, independentemente do pressuposto sobre a distribuição. Indicam que, dentro de empresas de capital nacional, existem diferenciais de gênero significativos no tempo para promoção. Em especial, os homens esperam significativamente menos tempo que as mulheres para obterem uma promoção. O tempo de promoção para os homens é em média entre 31,01% e 37,13% inferior ao das mulheres, dependendo da especificação. Diferenciais de gênero se reduzem em grande medida se a atenção volta-se para as multinacionais, mas não chegam a desaparecer. Neste caso, trabalhadores do sexo masculino levam em média entre 23,20% e 28,53% menos tempo para obterem uma promoção que as mulheres. Ademais, o tempo até a promoção é relativamente mais curto nas multinacionais que nas empresas nacionais, independentemente do gênero.² A tabela 4 valida este resultado por meio de testes formais de hipótese. O painel A na tabela 4 documenta que, apesar de as multinacionais exibirem menores diferenciais de gênero que as empresas nacionais, eles são ainda significativos ao nível de 1% de significância, independentemente da distribuição empregada. O painel B mostra também que os homens tendem a obter uma promoção mais rapidamente nas multinacionais que nas empresas nacionais.

Quanto às outras estimativas de coeficiente, é interessante observar que o efeito de tamanho da empresa é bastante insignificante, não indicando nenhum efeito de concorrência, embora pareça levar significativamente mais tempo para se obter uma promoção dentro das empresas mais produtivas (medido pela quantidade exportada). Os sinais dos outros coeficientes da regressão são todos como esperado. Por exemplo, existe uma relação negativa significativa entre o tempo para promoção e a idade, o que não é surpreendente, dado que a última atua como uma *proxy* para a experiência. Além disso, os chefes intermediários e supervisores esperam substancialmente menos para obterem uma promoção.

Finalmente, o parâmetro *frailty*, que regula a variância dos efeitos aleatórios individuais, não é significativamente diferente de zero quando considera-se a distribuição gama generalizada ou log-normal. Os autores conjecturam que a ausência de um fator de *frailty* reflete o fato de a amostra ser muito homogênea por construção.³ Em contrapartida, a variância de *frailty* está muito perto de um para a distribuição de Weibull. Isto é consistente com o fato de que uma mistura das

2. Pode-se calcular este efeito exponencializando o coeficiente de regressão (*soma de*) e subtraindo de um. Por exemplo, a especificação (2) na tabela 3 indica uma mudança de $\exp(-0,4636) - 1 = -37,10\%$ no tempo médio para a promoção se o indivíduo for homem. Este efeito reduz-se a $\exp(-0,4636 + 0,1368) - 1 = -27,88\%$ se o indivíduo é homem e trabalha em uma multinacional.

3. Não é surpreendentemente que os coeficientes estimados para os modelos de duração sem *frailty* sejam praticamente idênticos aos da tabela 3, independentemente da distribuição. Estes resultados estão disponíveis com os autores a pedido.

distribuições Weibull e gama com *frailty* resulta em uma distribuição Burr, que é muito similar à distribuição gama generalizada (RODRIGUEZ, 1977). A tabela 5 confirma que, apesar da semelhança dos coeficientes de regressão, a evidência estatística favorece a flexibilidade extra das distribuições gama generalizada e de Burr (ou seja, ambas: a gama generalizada sem *frailty* ou a Weibull com *frailty*), em vez da mais parcimoniosa distribuição log-normal.

TABELA 3

Estimativas de máxima verossimilhança para o modelo AFT com *frailty* gama

Covariadas	Gama generalizada		Log-normal		Weibull	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Homem	-0,381 (0,0848)	-0,4636 (0,0851)	-0,3725 (0,0854)	-0,457 (0,0855)	-0,381 (0,0847)	-0,4641 (0,0851)
Homem x multinacional	0,1093 (0,1188)	0,1368 (0,1185)	0,1085 (0,1228)	0,1211 (0,1222)	0,112 (0,1184)	0,1395 (0,1182)
Multinacional	-0,2656 (0,1126)	-0,2913 (0,1123)	-0,253 (0,1158)	-0,2645 (0,1153)	-0,2687 (0,1122)	-0,295 (0,1120)
Idade	-0,0094 (0,0026)	-0,0027 (0,0027)	-0,0146 (0,0027)	-0,0076 (0,0028)	-0,0092 (0,0027)	-0,0028 (0,0028)
Ln(tamanho)	-0,0191 (0,0228)	-0,0133 (0,0226)	-0,0263 (0,0238)	-0,0205 (0,0236)	-0,0202 (0,0228)	-0,0151 (0,0226)
Exportação	0,6207 (0,1399)	0,5235 (0,1393)	0,704 (0,1436)	0,646 (0,1433)	0,613 (0,1391)	0,5191 (0,1381)
Sudeste	-0,0244 (0,0423)	-0,0344 (0,0422)	-0,0398 (0,0456)	-0,0525 (0,0453)	-0,0225 (0,0420)	-0,0338 (0,0421)
Engenheiro		0,0925 (0,0546)		0,1486 (0,0566)		0,0915 (0,0546)
Chefe intermediário		-0,3576 (0,0581)		-0,3468 (0,0615)		-0,3659 (0,0583)
Supervisor		-0,1804 (0,0640)		-0,1174 (0,0671)		-0,1876 (0,0638)
Constante	6,5361 (0,2210)	6,4197 (0,2290)	6,8570 (0,2238)	6,6881 (0,2273)	6,3201 (0,2136)	6,1834 (0,2189)
Escala	1,0537 (0,0779)	1,0552 (0,1057)	1,6089 (0,0251)	1,5935 (0,0248)	0,7616 (0,0217)	0,7444 (0,0204)
Forma	0,6457 (0,0969)	0,6223 (0,1173)	0	0	1	1
Variância <i>frailty</i>	0 (0,0003)	0,0143 (0,2761)	0	0	0,957 (0,4128)	1,2047 (0,3878)
Número de observações	24.020		24.020		24.020	

Fonte: Microdados da Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Obs.: A variável dependente é o logaritmo da duração da promoções. Erros-padrões estão entre parênteses. O grupo ocupacional excluído nas colunas 2, 4 e 6 é o grupo AAEL. Os níveis de significância são: *10%, **5% e ***1%.

TABELA 4

Teste da razão de log-verossimilhança para restrições lineares em coeficientes de modelos AFT

Distribuição	Log-verossimilhança		Estatística LR ¹	P-valor
	Não restrigido	Restringido		
Painel A: homem + homem x multinacional = 0				
Gama generalizada	-7.541,59	-7.549,62	16,06	0,0001
Log-normal	-7.567,47	-7.574,76	14,58	0,0001
Weibull	-7.541,99	-7.549,95	15,92	0,0001
Painel B: multinacional + homem x multinacional = 0				
Gama generalizada	-7.541,59	-7.548,67	14,16	0,0002
Log-normal	-7.567,47	-7.572,74	10,54	0,0012
Weibull	-7.541,99	-7.549,19	14,4	0,0001

Fonte: Microdados da Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Likelihood ratio.

Obs.: Os resultados dos testes referem-se à especificação que inclui variáveis *dummy* para grupos ocupacionais (colunas 2, 4 e 6 da tabela 3).

TABELA 5

Teste da razão de log-verossimilhança para o parâmetro de forma

Distribuição	Log-verossimilhança		Estatística LR	P-valor
	Não restrungido	Restringido		
Log-normal ($\lambda = 0$)	-7.541,59	-7.566,72	50,26	0
Weibull ($\lambda = 1$)	-7.541,59	-7.541,99	0,8	0,372

Fonte: Microdados da Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Os resultados dos testes referem-se à especificação que inclui variáveis *dummy* para grupos ocupacionais (colunas 2, 4 e 6 da tabela 3).

4.2 ANÁLISE SEMIPARAMÉTRICA

Investigou-se então em que medida a especificação de log-linear e a hipótese de independência entre as covariadas e a censura afetam os resultados. Como a *frailty* parece não importar muito, estimou-se o modelo de duração usando o estimador semiparamétrico de Khan e Tamer (2007). Dado que este estimador se fundamenta em métodos baseados em *ranking*, ele estima consistentemente a magnitude relativa dos coeficientes da regressão para qualquer função de ligação estritamente monotônica (em particular, fixa-se o coeficiente da variável *exportação* para uma unidade). Isto significa que se considera agora uma variante semiparamétrica do modelo do AFT em (1), em que a função de *link* é estritamente monotônica, mas com forma funcional desconhecida. Isto contrasta fortemente com a transformação de *log* simples que (1) impõe. Além disso, o estimador de *ranking* parcial de Khan e Tamer (2007) não exige especificação de uma família paramétrica para a distribuição do erro do modelo.

Empregou-se o algoritmo genético de SAS/IML (Statistical Analysis System/Interactive Matrix Language) para calcular o estimador de *ranking* parcial e obtiveram-se erros - padrões por meio de técnicas de *subsampling* (POLITIS, ROMANO e WOLF, 1999). Para tal, utilizaram-se 500 subamostras com reposição de 2.400 observações. Consideraram-se duas especificações. A primeira leva em conta a posição em que o indivíduo começou na empresa, portanto excluíram-se todos os indivíduos que já haviam começado em uma posição gerencial, ou seja, qualquer indivíduo com tempo até a promoção igual a zero. A segunda especificação não controla pela ocupação inicial, razão pela qual foram consideradas amostras de indivíduos com e sem duração igual a zero.

Acrescentar indivíduos que começam em uma posição gerencial na amostra melhora a precisão das estimativas devido ao aumento do tamanho da amostra. No entanto, isto pode trazer problemas de viés de seleção amostral. Está fora do escopo deste estudo propor um procedimento de estimativa que corrija o viés de seleção amostral, logo se prosseguiu simplesmente verificando se existia alguma mudança qualitativa nos resultados das estimativas entre as duas amostras.

A tabela 6 revela que os resultados qualitativos são bastante robustos tanto para a especificação como para a amostra. Na verdade, não foi observada nenhuma variação no sinal das estimativas dos coeficientes nas diferentes especificações e amostras. Em relação à magnitude, as estimativas dos coeficientes são um pouco diferentes, especialmente no caso daqueles que se referem à amostra que inclui indivíduos com duração igual a zero. Assim como ocorreu na análise paramétrica preliminar, as estimativas de *ranking* parcial mostram que as mulheres estão em desvantagem nas empresas nacionais em relação aos homens, e que o tempo para promoção das mulheres é mais curto nas multinacionais.

TABELA 6

Estimativas de *ranking* parcial do modelo semiparamétrico de tempo para promoção

Covariadas	Durações diferentes de zero		Com durações zero
	Com ocupação	Sem ocupação	
Homem	-1,3360 (0,9476)	-3,2756 (0,4874)	-0,1547 (0,0188)
Homem x multinacional	1,1588 (0,4982)	2,0755 (0,4579)	0,1546 (0,0241)
Multinacional	-1,2593 (0,4362)	-2,1844 (0,4075)	-0,0811 (0,0233)
Idade	-0,0172 (0,0209)	-0,0288 (0,0260)	-0,0567 (0,0084)
Ln(tamanho)	-0,0576 (0,0937)	-0,0398 (0,1213)	-0,0197 (0,0102)
Exportação	1,0000	1,0000	1,0000
Sudeste	-0,0581 (0,3429)	-0,0297 (0,3614)	-0,0852 (0,0133)
Engenheiro	0,1520 (0,5835)		
Chefe intermediário	-1,1648 (0,7594)		
Supervisor	-0,0377 (0,5835)		
Número de observações	24.020	24.020	33.130

Fonte: Microdados da Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Obs.: O estimador de *ranking* parcial identifica os coeficientes da regressão a menos de um fator de escala. Assim, o coeficiente da variável exportação foi fixado em um. As estimativas pontuais dos coeficientes foram obtidas por meio do algoritmo genético, e os erros-padrões por meio do método de subamostras (*subsampling*). Estes últimos estão apresentados entre parênteses. Os níveis de significância são: *10%, **5% e ***1%.

Contudo, a tabela 7 mostra que o estimador semiparamétrico revela uma história muito mais dramática, em que, ao nível de significância de 5%, não se encontram evidências estatísticas de diferenças de gênero nas multinacionais, contrariamente ao que acontece nas empresas nacionais. Isto contrasta fortemente com a análise paramétrica, que aponta diferenciais de gênero dentro das empresas nacionais e em multinacionais. Em contraste com os resultados paramétricos, as estimativas de *ranking* parcial indicam também que se leva quase o mesmo tempo para se obter uma promoção dentro de uma multinacional (independentemente do sexo) que um homem trabalhando em uma empresa nacional. A única discordância reside na amostra que inclui os indivíduos que começam em posições gerenciais, para os quais as estimativas de *ranking* parcial sugerem que os homens esperam relativamente menos tempo para obterem uma promoção nas empresas nacionais. Isto é assim porque multinacionais exibem, em média, uma menor proporção de indivíduos com duração igual a zero quando comparadas às empresas nacionais.

TABELA 7

Teste de Wald para restrições lineares dos coeficientes do modelo semiparamétrico

	Durações diferentes de zero		Com durações zero
	Com ocupação	Sem ocupação	
Painel A: homem + homem x multinacional = 0			
Estimativas de <i>ranking</i> parcial	-0,1772	-1,2001	-0,0001
Erro padrão	-1,2539	-0,633	-0,0270
P-valor	[0,8743]	[0,0580]	[0,9960]
Painel B: multinacional + homem x multinacional = 0			
Estimativas de <i>ranking</i> parcial	-0,1005	-0,1089	0,0735
Erro padrão	-0,2251	-0,2791	-0,0170
P-valor	[0,6554]	[0,6964]	[0,0000]

Fonte: Microdados da Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Em suma, isto ilustra bem as armadilhas de se restringir a atenção à abordagem paramétrica, que não só impõe um modelo AFT log-linear simples, como também não leva em conta a possibilidade de a censura ser dependente das covariadas. Adicionalmente a esta contribuição metodológica, as conclusões deste estudo também são relevantes para a literatura que compara as empresas nacionais às multinacionais (DOMS e JENSEN, 2006; GREENE *et al.*, 2006) bem como para a literatura que mostra que diferenciais de gênero podem depender da natureza da empresa – ver, por exemplo, deVaro e Samuelson (2005).

4.3 CRESCIMENTO SALARIAL E PROBABILIDADE DE PROMOÇÃO

Nesta seção, serão investigados os diferenciais de gênero na probabilidade de promoção e crescimento salarial. Para a análise deste último, serão utilizadas informações dos salários dos trabalhadores ao longo do tempo para estimar os modelos longitudinais do efeito das promoções sobre os salários. A variável binária *promoção* tem valor igual a um para cada período após uma promoção, e zero caso contrário. Estimaram-se ambas as regressões em painel com efeitos aleatório e fixo para homens e mulheres, e compararam-se as estimativas dos coeficientes de interesse para avaliar se o impacto das promoções sobre os salários difere de acordo com o gênero. Controlou-se para o tempo de trabalho e a ocupação inicial do indivíduo bem como para o tamanho, origem de capital e localização da empresa. Incluiu-se também um termo de interação entre *promoção* e *multinacional* para capturar diferenças nos efeitos da promoção sobre os salários nas empresas estrangeiras.

A tabela 8 traz os coeficientes estimados, com seus erros – padrões robustos, e os testes de Wald relativos à igualdade dos coeficientes de interesse para as amostras de homens e mulheres. Os resultados mostram que a promoção aumenta os salários de homens e mulheres nas empresas de capital nacional de forma semelhante. Não foram encontradas evidências de diferenciais de gênero nas multinacionais, embora o impacto da promoção sobre os salários pareça ser um pouco menos intenso. Resumindo, não se rejeita que a soma dos coeficientes estimados de *promoção* e *promoção* \times *multinacional* seja zero para todas as amostras e modelos, independentemente dos efeitos individuais serem aleatórios ou fixos.

Para verificar se a probabilidade de promoção depende de gênero, estimaram-se regressões *logit* nas quais a variável dependente tem valor um se o indivíduo obtiver uma promoção para uma posição gerencial, ou então é igual a zero. Controlou-se mais uma vez para o gênero, a ocupação e o tempo de emprego do indivíduo, bem como para o tamanho, a origem do capital e a localização da empresa. Os resultados da tabela 9 mostram que as empresas nacionais parecem apresentar diferenciais de gênero nas promoções não somente em termos de quanto tempo é necessário para se obter uma promoção, mas também em termos de probabilidade de promoção. Eles também sugerem que, além de as multinacionais retratarem menos diferenciais de gênero, é mais provável, para ambos os sexos, nelas obter uma promoção. Isto se assemelha às conclusões da análise paramétrica realizada sobre o tempo para promoção, refletindo talvez as fraquezas que ambas partilham, ou seja, a falta de flexibilidade da especificação paramétrica e do pressuposto de exogeneidade dos regressores.

Resumindo, mostrou-se que ganhos salariais após a promoção não contribuem para criar diferenciais de gênero, independentemente do tipo da empresa. Em contrapartida, as regressões *logit* para a probabilidade de promoção indicam que as mulheres estão em desvantagem nas empresas nacionais e, em menor escala, nas multinacionais. Por último, salienta-se que as multinacionais também são caracterizadas por maiores probabilidades de promoção, independentemente do sexo.

TABELA 8

Regressão de salários com efeitos individuais para mulheres e homens

Covariadas	Efeito aleatório		Efeito fixo	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Promoção	0,1667 (0,0092)	0,2046 (0,0287)	0,122 (0,0108)	0,1493 (0,0360)
Multinacional x promoção	-0,0233 (0,0126)	-0,0532 (0,0389)	-0,023 (0,0148)	-0,0598 (0,0475)
Multinacional	0,1983 (0,0082)	0,1936 (0,0204)		
Experiência	0,1277 (0,0014)	0,1446 (0,0038)	0,1264 (0,0016)	0,1432 (0,0043)
Experiência2	-0,0054 (0,0001)	-0,0064 (0,0003)	-0,0052 (0,0001)	-0,0062 (0,0003)
Ln(tamanho)	0,0121 (0,0046)	0,0312 (0,0105)		
Sudeste	0,1794 (0,0092)	0,2884 (0,0230)		
Exportação	0,4706 (0,0250)	0,5598 (0,0740)		
Engenheiro	0,0683 (0,0110)	0,1227 (0,0241)		
Chefe intermediário	0,1593 (0,0130)	0,0728 (0,0262)		
Supervisor	-0,0386 (0,0140)	-0,1632 (0,0290)		
Constante	7,8584 (0,0362)	7,3428 (0,0811)	8,2865 (0,0040)	7,9529 (0,0104)
Teste de Wald para igualdade de coeficientes				
Promoção		0,2078		0,4681
Promoção + multinacional x promoção		0,778		0,7789
Número de observações	82.995	13.557	82.995	13.557

Fonte: Microdados da Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

Obs.: A variável dependente é o logaritmo do salário real mensal. A variável promoção assume valor zero se o trabalhador não tiver sido promovido; se a promoção ocorreu, ela assume valor um para todos os períodos após a promoção. A variável experiência refere-se ao número de anos que o trabalhador esteve empregado na firma. Erros-padrões robustos estão reportados entre parênteses. Os p-valores do teste de Wald para igualdade de coeficientes estão reportados na parte inferior da tabela. Os níveis de significância são: *10%, **5% e ***1%.

TABELA 9

Regressão *logit* para a probabilidade de promoção

Covariadas	(1)	(2)	(3)
Homem	0,5857 (0,1070)	0,6197 (0,1077)	0,6221 (0,1079)
Homem x multinacional	-0,1782 (0,1499)	-0,2036 (0,1503)	-0,2014 (0,1508)
Multinacional	0,5275 (0,1419)	0,5584 (0,1423)	0,5143 (0,1427)
Experiência			0,0223 (0,0020)
Experiência ²			-0,0001 (0,0000)
Ln(tamanho)	0,0529 (0,0253)	0,0574 (0,0251)	0,0437 (0,0257)
Sudeste	-0,4556 (0,1611)	-0,4599 (0,1577)	-0,5527 (0,1590)
Exportação	-0,161 (0,0528)	-0,1536 (0,0528)	-0,1142 (0,0532)
Engenheiro		0,4786 (0,0723)	0,4738 (0,0727)
Chefe intermediário		0,1175 (0,0797)	0,1277 (0,0800)
Supervisor		0,0459 (0,0675)	0,002 (0,0676)
Constante	-3,2842 (0,2168)	-3,5071 (0,2230)	-3,8894 (0,2295)
Teste de Wald para igualdade de coeficientes			
Homem + homem x multinacional	0,0001	0,0001	0,0001
Promoção + multinacional x promoção	0,0000	0,0000	0,0000
Log-verossimilhança	-7.002,68	-6.970,33	-6.900,77
Número de observações	24.020	24.020	24.020

Fonte: Microdados da Rais/MTE. Elaboração dos autores.
Elaboração dos autores.

Obs.: A variável dependente é uma *dummy* que assume valor um se o trabalhador foi promovido e valor zero caso contrário. A variável experiência refere-se ao número de anos que o trabalhador esteve empregado na firma. Erros-padrões robustos estão reportados entre parênteses. Os p-valores do teste de Wald para soma de coeficientes ser igual a zero estão reportados na parte inferior da tabela. Os níveis de significância são: *10%, **5% e ***1%.

5 CONCLUSÃO

Este estudo examinou se existe um efeito de teto de vidro na ascensão das mulheres nas maiores empresas da indústria transformadora do Brasil. O principal objetivo foi verificar se o gênero afeta o tempo necessário para se obter uma promoção para uma posição gerencial. A motivação para a realização do trabalho residiu não somente no interesse natural em se mensurar diferenciais de gênero num país em desenvolvimento, mas também nas características da base de dados do Brasil. Em especial, esta base de dados inclui observações de vários trabalhadores por estabelecimento em diferentes ocupações e níveis hierárquicos, bem como suas trajetórias de carreiras em termos de ocupação e salários.

Os principais resultados obtidos se baseiam nas estimativas de *ranking* parcial para um modelo AFT semiparamétrico de Khan e Tamer (2007) em relação ao tempo para promoção. Além de relaxar as restrições paramétricas da especificação do modelo de duração, sua abordagem semiparamétrica também permite a utilização de covariadas que não são necessariamente independentes da censura. Este estimador é bastante conveniente, uma vez que é muito provável que a censura dependa do gênero.

Verificou-se que, embora haja diferenciais de gênero nas promoções dentro das empresas nacionais, o mesmo não parece ocorrer nas empresas sob controle estrangeiro. Em particular, observou-se que em média é necessário o mesmo tempo

para os homens obterem uma promoção em uma empresa nacional que no caso dos indivíduos que trabalham em multinacionais, independentemente do seu sexo. Assim, acredita-se que os resultados empíricos deste estudo complementam as provas recentes de que a natureza da empresa pode implicar diferenças substanciais nas práticas de gestão e nos procedimentos de promoção (DOMS e JENSEN, 2006; DE VARO e SAMUELSON, 2005; GREENE *et al.*, 2006).

REFERÊNCIAS

- ACOSTA, P. A. **Promotions dynamics and intrafirm job mobility: incumbents vs. New hires.** Working paper, University of Illinois at Urbana-Champaign, July, 2006.
- ARROW, K. J. Models of job discrimination. *In: PASCAL, A. H. (Ed.). Racial discrimination in economic life heath.* Lexington, p. 83-102, 1972.
- ARULAMPALAM, W.; BOOTH, A. L.; BRYAN, M. L. Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wages distribution. *In: Industrial and labor relations review.* V. 60, n. 1, p. 45-66, Jan. 2007.
- BAKER, G., GIBBS, M.; HOLMSTROM, B. The internal economics of the firm: evidence from personnel data. *The Quarterly Journal of Economics*, n .109, p. 881-919, 1994.
- BALDWIN, R. E.; LIPSEY, R. E.; RICHARDSON, J. D. **Geography and ownership as bases for economic accounting: studies in income and wealth.** University of Chicago Press, v. 59, p. 235-255, Chicago, 1977.
- BALDWIN, M. L.; BUTLER, R. J.; JOHNSON, W. G. A hierarquical theory of occupational segregation and wage discrimination. *Economic Inquiry Journal*, v. 39, n.1, p. 94-110, 2001.
- BARNETT, W. P.; BARON, J. N.; STUART, T. E. Avenues of attainment: occupational demography and organizational careers in the California civil service. *American Journal of Sociology*, n. 106, p. 88-144, 2000.
- BLAU, F. D.; DE VARO, J. **New evidence on gender differences in promotion rates: an empirical analysis of a sample of new hires.** *Industrial Relations*, v. 46, p. 511-550, 2007.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. Race and sex differences in quits by young workers. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 34, n. 4, p. 563-577, Jul. 1981.
- BOOTH, A. L.; FRANCESCONI, M.; FRANK, J. A sticky floors model of promotion, pay, and gender. *European Economic Review*, v. 47, n. 2, p. 295-322, April, 2003.
- BOOTH, A. L.; FRANCESCONI, M. **Job mobility in 1990s Britain: does gender matter?** *Research in Labor Economics*, n. 19, p. 173-189, January, 2000.

CABRAL, R.; FERBER, M. A.; GREEN, C. Men and women in fiduciary institutions: a study of sex differences in career development. **Review of Economics and Statistics**, v. 63, p. 573–580, November, 1981.

CANNINGS, K.; MONTMARQUETTE, C. Managerial momentum: a simultaneous model of the career progress of male and female managers. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 44, p. 212-228, Jan. 1991.

DE VARO, J.; SAMUELSON, D. Why are promotions less likely in nonprofit firms? Working paper. Cornell University, **Economic Inquiry Journal**, v. 43, n. 2, p. 263-282, 2005.

DOMS, M. E.; JENSEN, J. B. Comparing wages, skills, and productivity between domestic and foreign owned manufacturing establishments in the United States. *In*: BALDWIN, R. E.; LIPSEY, R. E.; RICHARDSON, J. D (Eds.). **United States: geography and ownership as bases for economic accounting: studies in income and wealth**. University of Chicago Press, p. 235-255, Chicago, 2006.

GERHART, B. A.; MILKOVICH, G. T. Salaries, salary growth, and promotions of men and women in a large, private firm. *In*: MICHAEL, R. T.; HARTMANN, H. I.; O'FARREL, B. (Eds.). **Pay Equity: empirical inquiries**, National Academy Press, p. 23–43, Washington, 1989.

GIULIANO, L.; LEVINE, D. I.; LEONARD, J. **Race, gender, and hiring patterns: evidence from a large service-sector employer**. Working paper, University of Miami and University of California. Berkeley, 2005.

GREENE, W. H. *et al.* **Multinationals do it better: evidence on the efficiency of corporations capital budgeting**. Working paper, Stern School of Business, University and Wesleyan University, New York, 2006.

GROOT, W.; VAN DEN BRINK, H. M. Glass ceilings or dead ends: job promotion of men and women compared. **Economics Letters**, v. 53, p. 221-226, 1996.

KHAN, S.; TAMER, E. Partial rank estimation of transformation models with general forms of censoring. **Journal of Econometrics**, v. 136, p. 251–280, 2007.

LAZEAR, E. P.; ROSEN, S. Male-female wage differentials in job ladders. **Journal of Labour Economics**, n. 8, p. 106–123, 1990.

LEWIS, G. B. Gender and promotions: promotion chances of white men and women in federal white-collar employment. **Journal of Human Resources**, n. 21, p. 406-419, 1986.

MCCUE, K. Promotions and wage growth. **Journal of Labor Economics**, n. 14, p. 175-209, 1996.

MEITZEN, M. E. Differences in male and female job-quitting behavior. **Journal of Labor Economics**, n. 4, p. 151-167, 1986.

MINCER, J.; OFEK, H. Interrupted work careers: Depreciation and restoration of human capital. **Journal of Human Resources**, n. 17, p. 3-24, 1982.

PAULIN, E. A.; MELLOR, J. M. **Gender, race, and promotions within a private-sector firm**. *Industrial Relations*, v. 35, p. 276-295, 1996.

PEKKARINEN, T.; VARTIAINEN, J. Gender differences in promotion on a complexity ladder of jobs. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 59, p. 285-301, 2006.

PETERSEN, T.; SAPORTA, I. The opportunity structure for discrimination. **American Journal of Sociology**, n. 109, p. 852-901, 2004.

POLITIS, D. N.; ROMANO, J. P.; WOLF, M. Subsampling. **Springer series. In: Statistics**, n. 33, p. 1084-1108, New York: Springer, 1999.

POWELL, G. N.; BUTTERFIELD, D. A. Investigating the glass ceiling phenomenon: an empirical study of actual promotions to top management. **Academy of Management Journal**, n. 37, p. 68-86, 1994.

RANSON, M.; OAXACA, R. L. Intrafirm mobility and sex differences in pay. **Industrial and Labor Relations Review**, n. 58, p. 219-237, 2005.

RODRIGUEZ, R. N. A guide to the Burr type XII distribution. **Biometrika**, v. 64, p. 129-134, 1977.

ROYALTY, A. B. Job-to-job and job-to-nonemployment turnover by gender and education level. **Journal of Labor Economics**, v. 16, p. 392-443, 1998.

SICHERMAN, N.; GALOR, O. A theory of career mobility. **Journal of Political Economy**, v. 98, p. 169-192, 1990.

SPURR, S. J. Sex discrimination in the legal profession: a study of promotion, **Industrial and Labor Relations Review**, v. 43, p. 406-417, 1990.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

OLIVEIRA, A. M. H. C. Occupational gender segregation and effects on wages in Brazil. *In. Proceedings of the XXIV General Population Conference*, 2001.

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

Tiragem: 130 exemplares