



impactos tecnológicos sobre a demanda por trabalho no Brasil

Organizadores

Danilo Coelho

Divonzir Gusso



Impactos Tecnológicos sobre a Demanda por Trabalho no Brasil

Brasília, 2011

Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA



Governo Federal
Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República
Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Presidente
Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e
Políticas Internacionais, Substituto
Marcos Antonio Macedo Cintra

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

Diretora de Estudos e Políticas
Macroeconômicas
Vanessa Petrelli de Correa

Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais
Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais,
de Inovação, Regulação e Infraestrutura, Substituto
Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
Daniel Castro

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

Impactos Tecnológicos sobre a Demanda por Trabalho no Brasil

Brasília, 2011

Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA



Impactos tecnológicos sobre a demanda por trabalho no
Brasil / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Brasília : SAE : IPEA, 2011.
272 p. : gráfs., tabs.

Inclui Bibliografia.
ISBN 978-85-7811-130-4

1. Demanda de Mão de Obra. 2. Mercado de
Trabalho. 3. Inovações Tecnológicas. 4. Implicações
Sociais. 5. Criação de Empregos. 6. Trabalhadores
Qualificados. I. Instituto de Pesquisa Econômica
Aplicada.

CDD 331.123

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, 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.

Apresentação	09
<i>Daniilo Coelho (IPEA) e Divonzir Arthur Gusso (IPEA)</i>	
Capítulo 1	13
Criação e destruição de emprego formal no Brasil: características e assimetrias para o período 1998 a 2005	
<i>Gilson Geraldino da Silva Jr. (UCB) e Eduardo Pontual Ribeiro (IE/UFRJ)</i>	
Capítulo 2	45
Evolução dos índices de concentração do emprego industrial no Brasil: 1990-2005	
<i>Aguinaldo Maciente (IPEA)</i>	
Capítulo 3	73
Visões do aumento recente da demanda por emprego qualificado: criação, destruição e realocação e progresso técnico não neutro	
<i>Eduardo Pontual Ribeiro (UFRJ), Paulo de Andrade Jacinto (UFAL) e Gilson Geraldino da Silva Jr. (UCB)</i>	
Capítulo 4	103
Efeitos da inovação tecnológica sobre o emprego	
<i>Dea Guerra Fioravante (IPEA)</i>	
Capítulo 5	127
Efeitos das tecnologias da informação e comunicação na produtividade da indústria brasileira: uma aplicação de regressão quantílica	
<i>Marco Aurelio Alves de Mendonça (IPEA) e Fernando de Almeida Freitas (BRADESCO)</i>	
Capítulo 6	151
O impacto da abertura comercial sobre os salários e empregos nos setores não comercializáveis	
<i>Carlos Alberto Ramos (UnB), João Francisco Alves Veloso (IPEA) e Dea Guerra Fioravante (IPEA)</i>	
Capítulo 7	173
Comércio e desigualdade salarial entre regiões brasileiras	
<i>Thibault Fally (University of Colorado-Boulder), Rodrigo Paillacar (Université de Cergy-Pontoise) e Cristina Terra (EPGE-FGV e THEMA – Université de Cergy-Pontoise)</i>	
Capítulo 8	205
A evolução da segregação educacional nas firmas brasileiras	
<i>Luis Bahia (IPEA), Daniilo Coelho (IPEA), Alexandre Messa Peixoto da Silva (IPEA) e Sergei Soares (IPEA)</i>	

Capítulo 9	221
Emparelhamento no mercado de trabalho brasileiro: evidência e uma explicação	
<i>Rafael Lopes de Melo (Chicago University)</i>	
Capítulo 10.....	243
Mudanças organizacionais nas empresas brasileiras: uma análise preliminar dos seus determinantes	
<i>Carlos Henrique Corseuil (IPEA)</i>	
Capítulo 11.....	261
Testando uma abordagem alternativa sobre mudanças organizacionais	
<i>Carlos Henrique Corseuil (IPEA)</i>	

APRESENTAÇÃO

São evidentes a relevância e a oportunidade de avançar no esforço por melhor compreender as complexas estruturas do emprego no Brasil atual. Primariamente, devido às óbvias conexões entre a estrutura e os níveis de emprego e as possibilidades de desenvolvimento; entre emprego, distribuição de renda e as dimensões e dinâmica da demanda agregada; e, ainda, entre investimentos, progresso técnico e emprego. Sugerem alguns, até, que em nosso país têm existido ciclos virtuosos/viciosos entretecendo essas questões ao longo dos últimos cinquenta anos. E certamente o atual é um momento oportuno a ser observado nessa perspectiva – há, desde o início dos anos 2000, uma clara inflexão na trajetória de crescimento da economia brasileira e, correspondentemente, sensíveis mudanças na dinâmica do emprego. É uma boa oportunidade, pois, tanto para olhar lá atrás e rever ideias até agora aparentemente firmes, quanto para o porvir, tentando vislumbrar as possibilidades do que estruturalmente vem aí pela frente.

O IPEA tem dedicado não pouca atenção a tais temas. De modo contínuo, seu Boletim do Mercado de Trabalho vem acumulando informações e análises a respeito, cobrindo já duas décadas e, de certo modo, continuando a tradição nesse campo, que vem dos estudos do CNRH nos anos 70, quando emprego e distribuição de renda eram vistos como fatores vitais para manter a cadência de desenvolvimento. Vale destacar três empreendimentos de estudos sobre este tema. O primeiro, apoiado nos ganhos acumulados por meio do Boletim de Mercado de Trabalho, lidou com um balanço geral nas tendências recentes de configuração da população economicamente ativa e da força de trabalho (lado da oferta) e das estruturas básicas, setoriais e espaciais, de emprego – lado da demanda (RAMOS, 2007). Outro, conduzido por pesquisadores da Diretoria de Estudos Sociais (DISOC), procurou apurar o arcabouço conceitual e técnicas de mensuração dos movimentos de criação, destruição e realocação de empregos formais para aclarar as peculiaridades da ocupação informal e, também, as políticas de proteção ao trabalho (CORSEUIL e SERVO, 2006). Finalmente, um terceiro gerou um conjunto de estudos sobre mudanças tecnológicas, inovações e comércio exterior e seus impactos sobre o sistema produtivo, sob a coordenação da Diretoria de Estudos Setoriais (DISET), destacando as questões de emprego no contexto dessas mudanças tecnológicas e da dinâmica de crescimento da indústria e dos serviços – de que este livro é um desdobramento mais específico (DE NEGRI et al, 2005 e 2006).

Destacar esses estudos não implica, de modo algum, insinuar que eles descubrem a importância do tema e encetam abordagens inéditas. É longa e frutífera, só para dar uma ilustração, a trajetória de estudos que vêm sendo apresentados nos encontros da Associação Brasileira de Estudos do Trabalho (ABET) e Associação Nacional dos Centros Pós-Graduação em Economia (ANPEC). Salienta-se, ao

contrário, que eles ampliam essa trajetória ao aperfeiçoar as técnicas de utilização dos dados provenientes da RAIS e as novas possibilidades de investigação abertas com a integração desses microdados com os das Pesquisas Anuais da Indústria, dos Serviços e do Comércio e da Pesquisa de Inovação Tecnológica (PINTEC), além de outras fontes. Isso permite um avanço importante, ao conectar as situações individuais de trabalho às situações das atividades econômicas correspondentes no âmbito das firmas, das empresas e dos setores.

Os estudos aqui reunidos adquirem destacada relevância ao procurarem associar as tendências (continuadas e as novas) do mercado de trabalho nos segmentos mais densos do sistema produtivo – que podem se tornar majoritários na determinação do nível de emprego e renda – com uma virtual intensificação do processo de reestruturação produtiva estimulado pelo já longo período de estabilidade macroeconômica.

O primeiro capítulo, *Criação e destruição de emprego formal no Brasil: características e assimetrias para o período 1998 a 2005*, de autoria de Gilson Geraldino da Silva Jr. e Eduardo P. Ribeiro, analisa estatísticas de criação e destruição de emprego para o período de 1998 a 2005. A principal conclusão é que o aumento da proporção do emprego qualificado no emprego total se deu, fundamentalmente, pela substituição de trabalhadores de baixa qualificação por trabalhadores de mais alta qualificação, e não pelo efeito composição, ou seja, fechamento de estabelecimentos com trabalhadores menos qualificados e a abertura de estabelecimentos com trabalhadores mais qualificados (maior importância das empresas com trabalhadores mais qualificados, sem alterações nas estruturas de qualificação das empresas). Os autores também destacam a importância das pequenas unidades para a expansão do emprego no período – de cada dez empregos criados de modo líquido no período, aproximadamente seis estavam em estabelecimentos com até 19 trabalhadores.

Aguinaldo Maciente apresenta, no segundo capítulo, *Evolução dos índices de concentração do emprego industrial no Brasil: 1990-2005*, estatísticas sobre evolução da concentração do emprego no Brasil. O autor destaca a tendência de queda da concentração, o que indica que, na média das atividades econômicas, o emprego setorial se aproximou do padrão de distribuição espacial do emprego total. Atividades econômicas ligadas à presença de recursos naturais ou de infraestrutura (rios, portos, aeroportos), apresentam índices de concentração elevados, enquanto que atividades voltadas ao atendimento da população ou dos mercados finais (serviços sociais, comércio) apresentam índices de concentração baixos ou até negativos, pois acompanham a distribuição geral da atividade econômica.

No terceiro capítulo, *Visões do aumento recente da demanda por emprego qualificado: criação, destruição e realocação e progresso técnico não neutro*, de Eduardo P. Ribeiro, Paulo de A. Jacinto e Gilson G. da Silva Jr., a principal conclusão, resultante de sofisticado e rigoroso exercício analítico, confirma conclusões anteriores sobre

progresso técnico viesado contra os trabalhadores menos qualificados, descartam o efeito da expansão do produto via elasticidade-produto diferenciada a favor dos mais qualificados e dão grande espaço para efeitos alocativos induzidos pelas mudanças nos salários relativos.

O quarto capítulo, *Efeitos da inovação tecnológica sobre o emprego*, de Dea G. Fioravante, continua a investigação sobre impactos da inovação tecnológica na taxa de crescimento do emprego das firmas. Testa as hipóteses de que a inovação em processo após a reestruturação dos fatores de produção tende a destruir postos de trabalho e de que a inovação em produto tende a estimular a demanda e aumentar a produção da firma e o emprego. A principal conclusão é que a inovação em produto apresenta efeito positivo significativo sobre o emprego e que a inovação em processo, surpreendentemente, não apresenta efeitos negativos e significativos sobre o emprego.

No capítulo 5, *Efeitos das tecnologias da informação e comunicação na produtividade da indústria brasileira: uma aplicação de regressão quantílica*, Marco Aurélio Alves de Mendonça e Fernando de Almeida Freitas analisam os efeitos da adoção das tecnologias de informação e comunicação (TIC) na produtividade do trabalho da indústria de transformação, ao longo da sua distribuição condicional. Os resultados indicaram que o impacto da adoção das TIC sobre a produtividade do trabalho é positiva, significativa e se manifesta mais fortemente nos primeiros e últimos decis da distribuição.

O sexto capítulo, de Carlos Alberto Ramos, João Francisco A. Veloso e Dea Fioravante, intitula-se *O impacto da abertura comercial sobre os salários e empregos nos setores não comercializáveis*. O capítulo analisa o impacto do processo de abertura da economia brasileira, a partir dos anos 90, sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho entre os setores classificados como comercializáveis e não comercializáveis. Os resultados obtidos se ajustam ao modelo teórico de Hecksher-Ohlin-Samuelson (HOS). Contudo, os aspectos relativos à remuneração oriunda do capital humano específico (como idade e tempo de serviço) não parecem ter-se alterado no tempo entre os setores.

Thibault Fally, Rodrigo Paillacar e Cristina Terra analisam, no sétimo capítulo, *Comércio e desigualdade salarial entre regiões brasileiras*, o impacto do acesso a mercados na disparidade salarial entre os estados brasileiros. O principal resultado do estudo sugere uma correlação forte entre o acesso a mercados e diferenças de salário entre as regiões, ainda maiores do que as encontradas em outros trabalhos para regiões europeias, mesmo com os altos níveis de migração no Brasil. Além disso, o acesso a mercados se mostra mais importante do que o acesso a fornecedores.

O oitavo capítulo, *A evolução da segregação por qualificação profissional ao nível das firmas*, de Luiz D. Bahia, Danilo Coelho, Alexandre M. P. da Silva e

Sergei Soares, analisa a evolução entre 1996 e 2005 da segregação por qualificação profissional ao nível das firmas no mercado de trabalho formal brasileiro. A segregação é medida para quatro diferentes atributos de qualificação laboral: anos de estudo, salário, tempo de emprego e idade. O resultado principal é que, contrastando com que está ocorrendo nos Estados Unidos, Grã-Bretanha e França, há uma diminuição da segregação quando o atributo é educação.

No capítulo 9, *Emparelhamento no mercado de trabalho brasileiro: evidência e uma explicação*, Rafael Lopes de Melo apresenta evidências empíricas que demonstram que existe correlação positiva entre a qualidade dos trabalhadores e a qualidade dos seus companheiros de trabalho, e que a composição de qualidade dos companheiros de trabalho não afeta os salários dos trabalhadores. Ele também demonstra que trabalhadores que trabalham em firmas que pagam altos salários voltam a trabalhar nesse tipo de firma quando realocados.

Nos dois últimos capítulos, Carlos Henrique Corseuil analisa distintas dimensões das mudanças organizacionais das empresas brasileiras. O décimo capítulo, *Mudanças organizacionais nas empresas brasileiras: uma análise preliminar dos seus determinantes*, investiga os determinantes da prática de mudanças organizacionais no interior das firmas brasileiras. Os resultados sugerem que as mudanças organizacionais seriam motivadas por elementos idiossincráticos em detrimento de elementos comuns a um grupo de firmas similares tais como disponibilidade de tecnologias mais modernas. O capítulo 11, *Testando uma abordagem alternativa sobre mudanças organizacionais*, demonstra empiricamente que a incerteza sobre a eficiência de uma dada estrutura organizacional – e o respectivo processo de aprendizado por parte da firma – possui um papel fundamental nas decisões sobre mudanças organizacionais. Isso contrasta com a visão dominante de que o progresso tecnológico seria a principal força motriz das mudanças organizacionais.

CRIAÇÃO E DESTRUIÇÃO DE EMPREGO FORMAL POR QUALIFICAÇÃO NO SETOR PRIVADO BRASILEIRO: CARACTERÍSTICAS E ASSIMETRIAS

Gílson Geraldino Silva Jr¹
Eduardo Pontual Ribeiro^{2,3}

1. Introdução

A questão do emprego tem sido abordada de forma enfática pelos principais centros de pesquisa em economia do Brasil e do mundo, bem como por renomados pesquisadores.

A Organização para Cooperação Econômica e Desenvolvimento (OECD) destaca, na edição de 2007 do seu panorama sobre o emprego, a importância do Brasil para economia mundial, juntamente com Rússia, Índia e China, os chamados BRICs.

OECD (2007) observa que os BRICs respondem hoje por 25% do PIB global (era 17% em 1990), o que os torna importantes parceiros deste clube de países considerados desenvolvidos. Observa também que o sucesso econômico dos BRICs dependerá, em grande medida, dos respectivos mercados de trabalho. Destaca como característica positivas do mercado de trabalho dos BRICs o aumento do emprego, puxado pelas taxas de crescimento econômico. Conjuntamente, os BRICs criaram 22 milhões de novos postos de trabalho a cada ano nos cinco primeiros anos do novo milênio, contra 3,7 milhões criados por todos os membros da OECD.

Porém, ainda segundo OECD (2007), a qualificação do trabalhador passará a ser um aspecto fundamental para a maioria dos membros do BRIC. Apesar de a Rússia superar a OECD em parcela da força de trabalho educada, o Brasil, a Índia e a China estão bem abaixo dos padrões da OECD.

O Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (Ipea) dedicou a edição 2006 de “Brasil: O Estado de uma Nação” à análise do mercado de trabalho. Ao analisarem os atrasos, as conquistas e os desafios da educação no Brasil destacam que, até a década de 1980, a baixa escolaridade do trabalhador não foi impedimento ao

1 Professor da Universidade Católica de Brasília (UCB).

2 Professor do Instituto de Economia da UFRJ e pesquisador do CNPq.

3 Os autores agradecem a João De Negri e ao IPEA pelo apoio ao desenvolvimento deste trabalho; aos comentários de Danilo Coelho a versões preliminares deste texto, bem como o incentivo ao desenvolvimento desta pesquisa; e a Leandro Correia pela assistência com as rotinas computacionais e os bancos de dados em SAS. Eventuais erros são de responsabilidade dos autores.

crescimento do país. Conforme Tafner (2006, cap. 3), uma possível explicação seria a estabilidade da tecnologia. Mesmo pessoas com baixa escolaridade seriam capazes de aprender ofícios relativamente sofisticados, caso tivessem tempo. Porém, em um contexto de rápida mudança tecnológica, a adaptação está associada à escolaridade.

Ao analisar as questões em aberto das perspectivas de crescimento a longo prazo brasileiras, Pessoa (2006) destaca que o aspecto mais preocupante é o atraso educacional do trabalhador brasileiro. Considera esse o principal fator que isoladamente explica a baixa produtividade do brasileiro, em relação, por exemplo, ao americano.

De fato, há vasta literatura que registra que a qualificação do trabalhador tem papel fundamental nos padrões de inovação tecnológica, de competitividade das empresas e países, e no crescimento econômico.

A partir de dados do Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), é possível verificar que de 1998 a 2005 o emprego formal nos estabelecimentos privados cresceu em média 4,43% ao ano, crescimento acima da variação média do PIB no período, que foi de 2,04% .

Esse crescimento foi assimétrico entre os trabalhadores com diferentes níveis de qualificação. Por um lado o emprego de trabalhadores com ensino superior incompleto ou completo aumentou 7,5% ao ano em média. Por outro, o emprego de trabalhadores com ensino fundamental incompleto caiu 4,5% em média ao ano. Essa tendência de crescimento superior do trabalho mais qualificado vem desde os anos 1990, como mostra Tafner (2006, cap. 5), intensificando-se a partir de 2002.

Todavia, pouco se sabe sobre como se deu esse crescimento assimétrico do emprego por tipo de escolaridade. Os estudos sobre esse tema se concentram no agregado ou consideram apenas a indústria, como Tafner (2006, cap. 6).

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é examinar e entender como se deu essa variação assimétrica do emprego nos estabelecimentos privados brasileiros nesse período, considerando três dimensões importantes: heterogeneidades por tipos de unidades econômicas; o papel da capacidade empreendedora, entendido como a abertura de estabelecimentos; e um possível risco no emprego associado a setores de alto crescimento médio do emprego.

A aferição da heterogeneidade do processo de aumento do emprego qualificado e queda do emprego menos qualificado traz importantes implicações de política econômica. Se, por um lado, o crescimento do emprego for similar nos agrupamentos de empresas em termos de suas características observáveis – como setor, região e tamanho –, esses recortes podem ser desconsiderados no desenho e focalização de políticas. Por exemplo, pode ser identificado que as unidades produtivas de todos os setores reduziram o emprego menos qualificado de modo similar. Nesse

caso, políticas de emprego focadas em setores específicos não seriam eficientes, dada a similaridade entre eles.

A capacidade empreendedora é um aspecto pouco explorado pelos economistas no Brasil, embora em termos de política econômica haja uma crença no papel das pequenas empresas na criação de emprego e renda por parte de alguns atores, como o SEBRAE. A abertura e fechamento de empreendimentos são acontecimentos corriqueiros em países em desenvolvimento e ao mesmo tempo bastante significativos, conforme constataram Roberts e Tybout (1996) para a indústria.

Uma empresa que fecha desloca capital e mão de obra em volumes significativos. Menezes-Filho (2004) estima em 20% a perda salarial para trabalhadores que perdem o emprego devido a fechamento ou demissões em massa em empresas. Porém, muito por falta de bases de dados apropriadas, o estudo desse fenômeno é limitado e concentrado no número de empresas, ao invés de no emprego. Entre as exceções estão o IBGE (2006), Iootty e Campos (2005) e Corseuil e Servo (2006).

O foco na capacidade empreendedora contribui para o entendimento do aumento da qualificação média dos empregados na economia. Por um lado, novas empresas, empregando tecnologias mais avançadas, trazem uma proporção maior de trabalhadores qualificados; enquanto que empresas mais velhas e as que fecham, por serem menos produtivas e/ou terem tecnologia menos avançada, empregam trabalhadores com menor qualificação, perdendo competitividade. Assim, a demografia das empresas teria papel preponderante no aumento da qualificação dos ocupados, com grande importância da capacidade empreendedora (abertura de estabelecimentos) no processo. Por outro lado, as empresas, respondendo a mudanças de preços relativos ou outros choques alocativos, demitem trabalhadores menos qualificados e contratam trabalhadores mais qualificados.

Por fim, embora seja conhecido que o tempo médio do vínculo empregatício no Brasil seja curto e a rotatividade de trabalhadores alta (GONZAGA, 2003), a rotatividade de *postos de trabalho*, ou seja, das oportunidades do emprego, não tem sido estudada com tanto detalhe. Corseuil e Servo (2006) identificam para o Brasil uma relação nula entre crescimento líquido do emprego e a rotatividade de postos de trabalho (realocação do emprego), ao contrário de países como EUA, que encontram uma relação negativa. Para a entrada e saída de empresas os autores encontraram uma relação positiva. Isso sugere que setores que crescem mais em termos de emprego também podem ser aqueles com maior volatilidade do emprego. Na nossa análise verificamos qual é esse padrão conforme a escolaridade.

Para tal, empregamos a metodologia proposta por Davis e Haltiwanger (1992) de estimação de fluxos brutos de emprego (*job flows*), que permite, em síntese, analisar a heterogeneidade do emprego nos estabelecimentos a partir de um conjunto

de medidas relacionadas à criação, destruição e rotatividade do emprego. Esse tipo de análise permite verificar muito mais que o simples aumento ou diminuição de postos de trabalho formais. Permite entender como se dá o crescimento líquido do emprego formal na economia brasileira e captar a intensidade da realocação de postos de trabalho entre grupos e intragrupos – como setores de atividade, regiões, classes de tamanho e categorias educacionais.

Destacamos que as estimativas de taxas de criação e destruição de emprego e suas decomposições por escolaridade são *inéditos*, assim como os cruzamentos de escolaridade por tamanho de estabelecimento, por região e por ramo de atividade. Os trabalhos anteriores na literatura consideram o emprego de modo homogêneo (como Homsy e Campos – 2006 – para o Brasil) ou em termos de ocupações, mas de modo agregado (CORSEUIL, 2007).

Este trabalho está organizado da seguinte forma: além desta introdução, apresentamos o marco conceitual; a base de dados e as variáveis, onde descrevemos como as informações foram construídas e sintetizadas, com destaque para os filtros, a construção das variáveis e as ferramentas analíticas; os resultados e as interpretações; as conclusões; e as referências.

2. Marco conceitual

Como mencionado na introdução, para avaliar as hipóteses propostas neste trabalho empregaremos a metodologia proposta por Davis e Haltiwanger (1992), de agregação das taxas de crescimento dos estabelecimentos em fluxos brutos de emprego.

2.1. Criação e destruição de emprego

A partir de um banco de dados com informações do estoque de empregados n_{it} em uma empresa i no período t , podemos calcular a variação anual do emprego $\Delta n_{it} = n_{it} - n_{it-1}$.

A taxa de variação líquida de emprego de uma economia ou setor (*Net Employment growth, NEG*) com M empresas, é definida como:

$$NEG_t = \Delta n_{it} / X_t \quad (1)$$

onde X_t representa o emprego agregado médio no período t , $X_t = \sum_{i=1}^M x_{it}$, e $x_{it} = (n_{it} + n_{it-1})/2$ o emprego médio para o período t de cada empresa. O uso do emprego médio entre dois períodos para calcular a taxa de criação (destruição) de emprego torna a medida simétrica para aumentos ou reduções do emprego. A medida tradicional de taxa de variação de emprego $\sum_{i=1}^M \Delta n_{it} / N_t$ tem no denominador apenas o emprego no período anterior ($t-1$), varia de -1 a infinito e é assimétrica.

A principal contribuição de Davis e Haltiwanger (1992) é explicitar que essa variação líquida pode ser decomposta em várias parcelas, associadas aos fluxos brutos de emprego, denominadas criação e destruição de empregos.

A taxa de criação de empregos (*Job Creation, JC*) na economia (ou em uma empresa, estabelecimento ou setor), é definida como a soma das variações do emprego daquelas firmas que tiveram *crecimento* (ou não redução) do emprego, em porcentagem do emprego médio da economia. Ou seja, é o número de oportunidades de emprego criadas entre $t-1$ e t em todas as empresas que expandiram o total de emprego no período considerado:

$$JC_t = \sum_{i=1}^M (\Delta n_{it} / X_t) I(\Delta n_{it} > 0) \times 100 \tag{2a}$$

onde $I(\cdot)$ é a função indicador, que toma valor 1 se o critério é verdadeiro e zero se falso, e X_t é como definido acima.

Simetricamente, a taxa de destruição de emprego (*Job Destruction, JD*) pode ser definida como a soma das variações *negativas* de emprego das firmas em porcentagem do emprego médio. Ou seja, o número de oportunidades de emprego destruídas entre $t-1$ e t , em relação ao emprego total, agregadas para todas as empresas que diminuíram o número de empregados no período considerado:

$$JD_t = \sum_{i=1}^M (|\Delta n_{it}| / X_t) I(\Delta n_{it} < 0) \times 100 \tag{2b}$$

onde $I(\cdot)$ é definido como acima. Observe que JD_t expressa o valor absoluto da soma, sendo, portanto, sempre positivo.

Tanto as taxas de criação (JC) quanto as de destruição (JD) de empregos podem ser decompostas. JC pode ser calculada para as empresas que continuam (JCC) e para as empresas *que entram* no mercado (JCE). JD pode ser calculada para as empresas que continuam (JDC) e para as empresas *que saem* do mercado (JDS).

$$JC_t = JCE_t + JCC_t = \sum_{i=1}^M (\Delta n_{it} / X_t) I(\Delta n_{it} > 0) I(n_{it-1} = 0 \ \& \ n_{it} > 0) \times 100 + \sum_{i=1}^M (\Delta n_{it} / X_t) I(\Delta n_{it} > 0) I(n_{it-1} > 0 \ \& \ n_{it} > 0) \times 100 \tag{2c}$$

e

$$JD_t = JDS_t + JDC_t = \sum_{i=1}^M (|\Delta n_{it}| / X_t) I(\Delta n_{it} < 0) I(n_{it-1} > 0 \ \& \ n_{it} = 0) \times 100 + \sum_{i=1}^M (|\Delta n_{it}| / X_t) I(\Delta n_{it} < 0) I(n_{it-1} > 0 \ \& \ n_{it} > 0) \times 100 \tag{2d}$$

Assim, captamos a contribuição das empresas que entraram ou saíram do mercado para variação do emprego, ao invés de considerar apenas o ajuste da força de trabalho das empresas que ficam. A abertura e o fechamento de uma empresa são processos importantes e de grande impacto para o emprego e, por isso, devem ser estudados com atenção.

A terceira medida empregada na análise é a taxa de variação líquida de emprego de uma economia ou setor (*Net employment growth, NEG*), que é definida como:

$$NEG_t = \sum_{i=1}^M \Delta n_{it} / X_t = JC_t - JD_t \quad (3a)$$

Assim como JC e JD, NEG também pode ser decomposto para os estabelecimentos que continuam no mercado

$$NEG_{cc_t} = JCC_t - JDC_t \quad (3b)$$

e para os estabelecimentos que entram ou saem do mercado

$$NEG_{es_t} = JCE_t - JDS_t \quad (3c)$$

Ou seja,

$$NEG = NEG_{es_t} + NEG_{cc_t} \quad (3d)$$

A taxa de variação líquida de emprego (NEG_t) é a diferença entre as taxas de criação e de destruição bruta de emprego. NEG_t pode ser zero e a criação e a destruição de emprego serem positivas e significativas. Assim, a variação líquida de emprego (NEG_t) é um indicador incompleto das mudanças no mercado de trabalho, principalmente quando essas mudanças implicam custos de ajustamento tanto para as empresas quanto para os trabalhadores.

Por exemplo, um aumento líquido no emprego agregado em cinco empregos ($NEG_t=5$), pode ser devido à expansão em cinco vagas em uma única empresa, com as demais constantes; ou devido à criação de 105 postos e a destruição de 100 postos, espalhadas pelas empresas. Como os custos de ajustamento não são nulos, a perda de bem-estar associada à segunda situação pode ser significativa. É importante, então, criar uma medida do volume absoluto de mudanças no mercado de trabalho que expresse a movimentação entre as oportunidades de emprego.

A taxa de realocação bruta de emprego (*Gross Job Reallocation, GJR*) expressa o limite inferior para a rotatividade de trabalhadores. Ao invés de estudar a rotatividade de trabalhadores *dentro* de uma empresa ou na economia, setor ou indústria, mede-se a rotatividade *entre* empresas. GJR é a soma do número absoluto de empregos criados e destruídos nos estabelecimentos durante um período, em relação ao emprego médio total da economia:

$$GJR_t = \sum_{i=1}^M |\Delta n_{it}| / X_t \times 100 = JC_t + JD_t \quad (4a)$$

GJR também pode ser decomposto para os estabelecimentos que continuam no mercado

$$GJR_{cc_t} = JCC_t + JDC_t \quad (4b);$$

e para os estabelecimentos que entram ou saem do mercado

$$GJR_{es_t} = JCE_t + JDS_t \quad (4c)$$

Vale observar que GJR_t aumenta com o aumento de NEG_t (em valor absoluto).

2.2. Efeitos composição e substituição

As taxas acima podem ser calculadas para todos os trabalhadores de uma empresa ou por tipo de trabalhador. Neste trabalho focamos a criação e destruição de empregos por qualificação dos trabalhadores. As medidas acima auxiliam na compreensão das tendências agregadas. Porém, por se tratarem de médias agregadas, o exato processo de aumento do emprego qualificado e redução do emprego menos qualificado fica obscurecido, sendo possível dois mecanismos alternativos.

Trabalhadores menos qualificados podem ser substituídos por trabalhadores mais qualificados de duas formas. Por um lado, estes trabalhadores podem substituir trabalhadores menos qualificados dentro de estabelecimentos. Logo, entre um par de anos, verificar-se-ia criação e destruição simultânea de empregos por tipo de trabalhador em cada estabelecimento, gerando um alto valor de realocação de postos de trabalhos dentro de grupos de estabelecimentos da mesma natureza.

Por outro lado, os trabalhadores mais qualificados inserem-se em novos estabelecimentos e os trabalhadores menos qualificados concentram-se em empresas decadentes (que contraem sua força de trabalho e/ou fecham suas portas) ou vão para a informalidade. Isso gera um efeito composição, em que o aumento do pessoal qualificado advém da mudança das oportunidades de empregos entre estabelecimentos da mesma natureza.

Assim, a ideia é avaliar se a realocação de postos de trabalho se dá por mudanças nas oportunidades de emprego entre recortes de estabelecimentos (como setores e classes de tamanho) ou dentro dos setores. Quanto maior a parcela da realocação entre setores, maiores os custos de mobilidade de trabalhadores, pois pode ser o caso de que um “cozinheiro vire metalúrgico”, seguindo um posto de trabalho no setor de serviços que foi realocado para a indústria. Para medir esses efeitos, o indicador de criação de emprego é decomposto.

Para captar esse aspecto, modificamos as taxas de realocação e criação de emprego para expressá-las em números absolutos de trabalhadores, multiplicando essas taxas pelo nível médio de emprego da economia:

$$\begin{aligned} neg_t &= NEG_t X_t = \sum_{i=1}^M (n_{it} - n_{it-1}) = \sum_k \sum_{i \in k} (n_{it} - n_{it-1}) = \sum_k neg_{kt} \\ gjr_t &= GJR_t X_t = \sum_{i=1}^M |(n_{it} - n_{it-1})| = \sum_k \sum_{i \in k} |(n_{it} - n_{it-1})| = \sum_k gjr_{kt} \end{aligned}$$

onde neg_{kt} é a variação líquida do emprego dentro de uma categoria k (setor, classe de tamanho ou outra classificação, como tipo de trabalhador). Isso feito, podemos redefinir gjr_t , para cada par de anos, como:

$$gjr_t = \sum_k gjr_{tk} = \underbrace{\sum_k [gjr_{kt} - |neg_{kt}|]}_{(I)} + \underbrace{[\sum_k |neg_{kt}| - |neg_t|]}_{(II)} + \underbrace{neg_t}_{(III)} \quad (5)$$

Para uma dada repartição do universo de estabelecimentos em k categorias, o termo (I) reflete a parcela da realocação bruta de postos de trabalho que está associada à realocação intragrupos; o termo (II) à realocação entre grupos; e o termo (III) fornece o mínimo de realocação de emprego que seria necessário para acomodar as variações líquidas ocorridas na economia.

Em nossa análise de grupos educacionais, os setores passam a incluir o grau de instrução dos trabalhadores, que vai de analfabeto a superior completo. A hipótese de substituição está associada à maior importância do termo (I), ou seja, à maior parte da realocação do emprego ocorrendo dentro dos agrupamentos de unidades (por tamanho, setor, etc.) na economia. A hipótese da composição está associada à maior importância do termo (II), pois este mostra a realocação que se dá entre grupos, ou seja, mudanças de trabalhadores com mão de obra menos qualificada para empresas com mão de obra mais qualificada.

3. Base de dados e variáveis

A Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) é um registro administrativo que deve ser obrigatoriamente preenchido e encaminhado ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) por todo estabelecimento em território brasileiro formalmente constituído. Logo, a RAIS tem como unidade básica de obtenção de dados o estabelecimento. Esses dados são coletados no primeiro trimestre de cada ano, referindo-se ao ano anterior, e servem de base para os cálculos referentes ao pagamento do Abono Salarial.

A princípio, a RAIS cobriria todos os estabelecimentos existentes no país, não havendo, *a priori*, limite no número de vínculos empregatícios. Porém, uma parte significativa dos estabelecimentos reporta ter nenhum vínculo empregatício ao longo do ano. Como as informações requeridas pela RAIS permitem observar o cumprimento da legislação trabalhista, há tendência de não declaração da relação pelos estabelecimentos que não cumprem a legislação. Pela mesma razão, é possível que empresas informem menos vínculos que o efetivamente têm, provavelmente porque o número de empregados contratados, respeitando as regras, é menor que o número de pessoas efetivamente empregadas pelo estabelecimento. Ainda assim, a RAIS pode ser considerada um censo do mercado de trabalho formal.

A RAIS existe desde 1976, mas somente na década de 90 sua cobertura passou a ser considerada confiável. Estima-se que, a partir desse período, cerca de 90% dos estabelecimentos formais existentes no país passaram a preencher esse registro administrativo regularmente.

Esta análise emprega dados da RAIS⁴ de 1997 a 2005. A partir da base de trabalhadores, constrói-se a base de dados de estabelecimentos, computando o estoque de vínculos ativos em 31/12 de cada ano.

Uma vez elaborada a base de estabelecimentos, alguns filtros de controle são aplicados. Basicamente, foram retirados os estabelecimentos que declararam ter nenhum funcionário e os que entregaram RAIS de forma intermitente: o fizeram em 1997, mas não em 1998, e o fizeram em 1999; o fizeram em 1997, mas não em 1998 e 1999, e o fizeram em 2000; e assim para todas as combinações de intermitência. Os estabelecimentos que aparecem somente em um ano, porém, foram mantidos. Após estes filtros, ficamos com cerca de 135 milhões de trabalhadores no setor privado.

Isso feito, construímos as seguintes variáveis:

- n_{it} - número de trabalhadores do estabelecimento i no ano t (vínculos em 31/12)
- $CNAE_{it}$ - classe CNAE a 3 dígitos
- S_{it} - escolaridade do trabalhador
- UF_{it} - Unidade da Federação onde se localiza o estabelecimento
- Z_{it} - classe de tamanho, baseada no seguinte corte: 1-4; 5-9; 10-19; 20-29; 30-39; 40-49; 50-99; 100-249; 250-499; 500-999; 1000-2499; 2500-4999; 5000 ou mais

Com o objetivo de sintetizar as informações, agrupamos as variáveis. Assim, é possível analisar com mais clareza as características e assimetrias do processo de criação e destruição de emprego nos estabelecimentos do setor privado.

Os tamanhos de classe foram agrupados em três grupos, conforme o número de funcionários: pequeno (1 a 19), médio (20 a 249) e grande (acima de 250); as categorias de escolaridade foram agrupadas em baixa (analfabetos, 4ª série incompleta, 4ª série completa e 8ª série incompleta), média (8ª série completa, segundo grau incompleto e segundo grau completo) e alta (superior incompleto e superior completo); as unidades da Federação foram agrupadas nas respectivas regiões geográficas; e as classes CNAE foram agrupadas em 14 ramos de atividade: agropecuária, extração mineral, indústria de transformação, luz e água, construção, comércio, alojamento e alimentação, transporte, serviços, administração pública, educação, saúde, limpeza urbana, e outros⁵.

Em cada um desses recortes, calculamos a respectiva parcela do emprego, que é o total de trabalhadores em cada recorte dividido pelo total geral de trabalhadores.

As classes de tamanho foram calculadas a partir do tamanho médio bianual do estabelecimento, ou seja, baseadas no tamanho para os anos t e $t-1$. Essa convenção

4 Os dados aqui utilizados são confidenciais, mas não de acesso exclusivo dos autores. Os mesmos nos foram disponibilizados pelo IPEA-DF.

5 Sobre quais são as classes CNAE que foram incluídas em cada um dos grupos, ver apêndice.

apresenta duas vantagens. Primeiro, é compatível com o denominador usado para cálculo das taxas de crescimento das unidades produtivas, como visto na seção anterior. Segundo, minimiza possíveis vícios na classificação das empresas quanto a sua importância para as taxas de crescimento, dirimindo o problema de regressão à média.

O problema de regressão à média parte de um modelo de crescimento de empresas que depende de uma tendência de longo prazo e flutuações transitórias. As flutuações transitórias em torno da tendência de longo prazo têm média zero e são revertidas em curto prazo. Em geral, uma empresa que teve uma flutuação transitória positiva, será classificada na classe superior à que estava por ter crescido. Mas, no período seguinte, a reversão à média sugere que há uma maior chance de o estabelecimento reduzir seu tamanho. De modo simétrico, uma empresa com choque transitório negativo poderá ser classificada como pequena em um período, mas com alta probabilidade de crescimento no período seguinte. Dessa forma, as classes de tamanho pequenas terão várias unidades com crescimento por causa de choques transitórios, enquanto as classes de tamanho mais altas terão várias unidades com crescimento negativo por causa desses choques transitórios. Isso pode influenciar os resultados a ponto de levar os pesquisadores a concluir que as unidades menores crescem mais, enquanto que as maiores crescem menos (BALDWIN e PICOT, 1994).

Usando o emprego médio para classificar o tamanho, espera-se que os efeitos transitórios se cancelem e não influenciem a classificação do tamanho da unidade produtiva, que passa a depender apenas de sua tendência de longo prazo. Implicitamente assume-se que dois períodos são suficientes para que os choques transitórios se cancelem.

A partir das variáveis descritas nesta seção, calculamos as taxas descritas na seção de metodologia e obtivemos os resultados que constam na próxima seção.

4. Resultados e interpretações

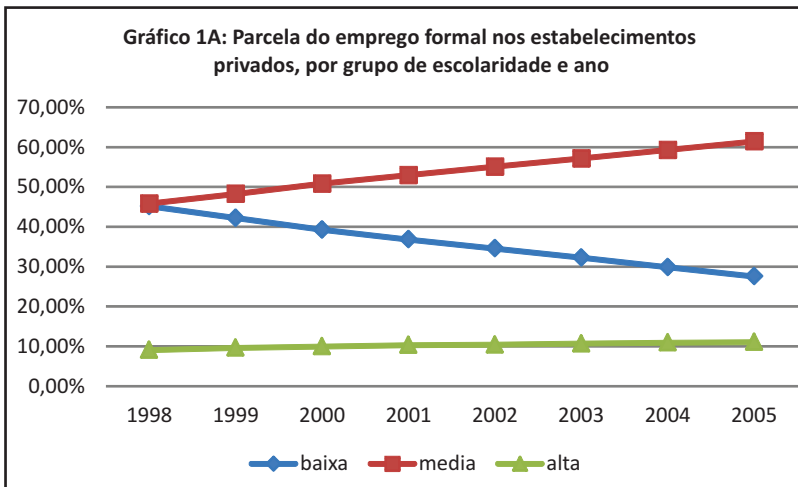
Iniciamos a análise dos resultados pela apresentação das taxas de crescimento líquidas do emprego para os diferentes níveis de escolaridade no período recente, focando na homogeneidade dos resultados por recortes e no papel da entrada e saída de estabelecimentos.

As taxas de criação e destruição de emprego, bem como suas decomposições, são calculadas como taxas anuais médias nos oito anos analisados, proporcionais ao tamanho das respectivas classes, exceto onde indicado. Essa forma de apresentar os resultados é a mais comum na literatura.

Começamos pelo comportamento de cada grupo de escolaridade e posteriormente seguimos focando os recortes por características dos estabelecimentos.

4.1. As taxas de criação e destruição

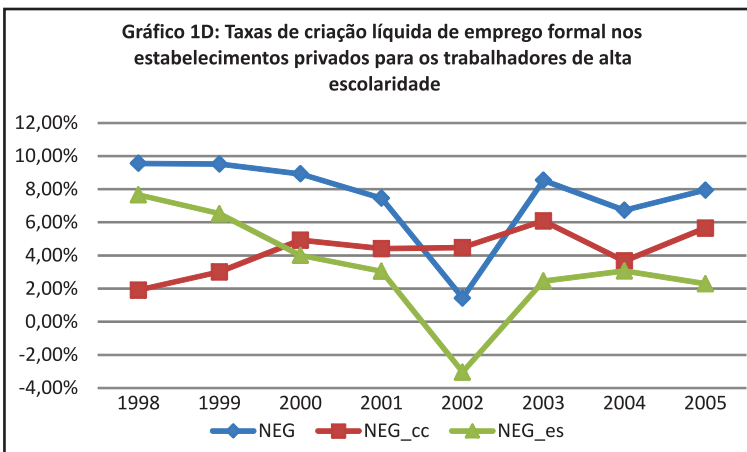
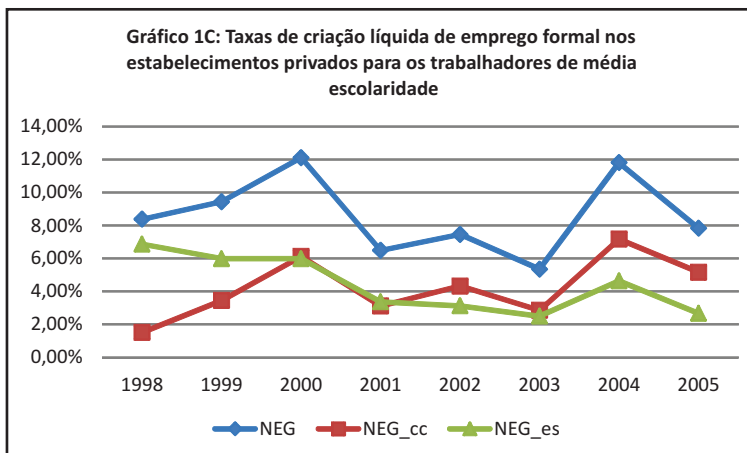
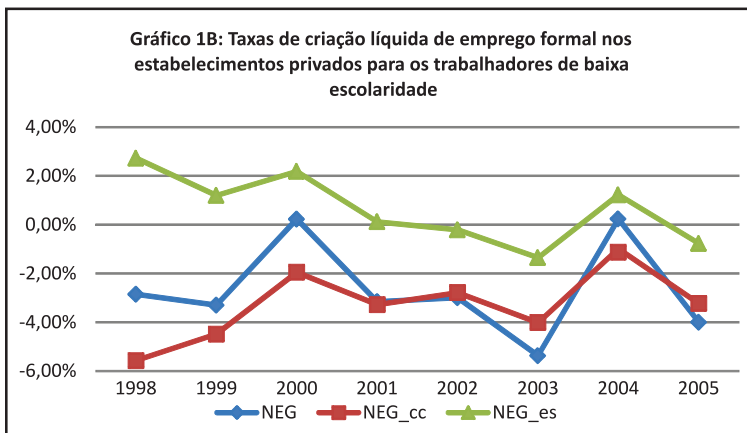
O Gráfico 1A mostra a trajetória das proporções do emprego formal em cada nível de escolaridade entre o período 1998-2005. Como dito na introdução, temos um aumento persistente do emprego com trabalhadores de média e alta escolaridade e uma redução quase simétrica do emprego com trabalhadores de baixa escolaridade. Comparando 1998 com 2005, a parcela do emprego para os trabalhadores de baixa qualificação cai de 45% para 27%, enquanto que a parcela do emprego para os trabalhadores de média qualificação aumenta de 46% para 61%, e para os de alta de 9% para 11%.



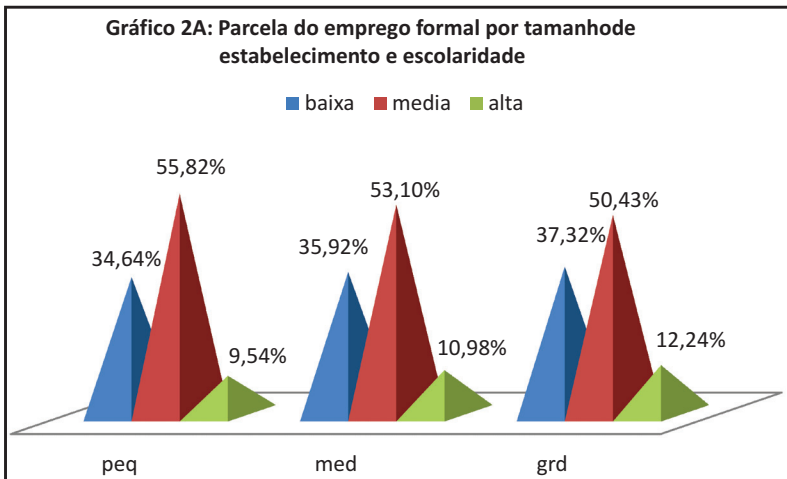
A queda na proporção do emprego de baixa qualificação é reflexo das taxas negativas de crescimento líquido do emprego para esse tipo de trabalhador e das taxas positivas para os trabalhadores com ocupação média e alta ao longo do período, como pode ser visto nos gráficos 1B a 1D. Esses gráficos mostram o comportamento das taxas líquidas de criação de emprego totais (NEG), divididas entre os estabelecimentos que continuaram (NEG_cc) e os que entraram e saíram do mercado (NEG_es).

Em geral as taxas de crescimento do emprego devido aos estabelecimentos que entraram e saíram do mercado são positivas. Isso faz com que a taxa líquida do emprego menos qualificado seja menos negativa do que seria a partir das unidades que continuam em operação a cada par de anos. Vemos que à medida que o nível de escolaridade cresce, a importância relativa da entrada e saída líquida (NEG_es) diminui, exceto nos primeiros anos da amostra.

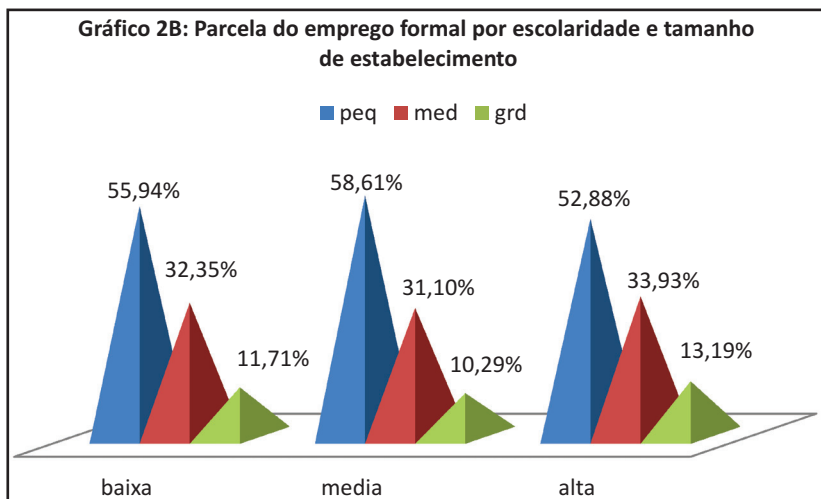
Em suma, vemos um padrão de crescimento líquido positivo (ou menos negativo) pela entrada e saída de empresas e uma queda de importância dessa demografia de empresas para o crescimento do emprego, à medida que a escolaridade aumenta, ressaltando o papel relevante que o empreendedorismo no Brasil tem sobre o emprego.



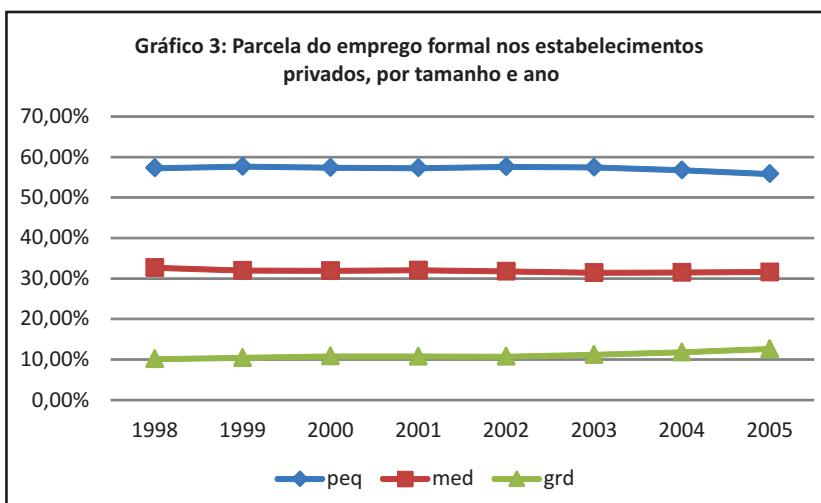
Passamos agora a avaliar se esse padrão se mantém quando se considera o cruzamento de escolaridade por tamanho de estabelecimento. Primeiramente, para capturar a distribuição estática do emprego, no gráfico 2A, vemos que a hierarquia da importância do emprego por qualificação na economia não se altera quando recortamos por tamanho de estabelecimento: a maior parcela do emprego está nos trabalhadores de qualificação média, seguindo pelos de qualificação baixa e a menor parcela do emprego em cada uma das classes de tamanho nos trabalhadores qualificados. Mas não há uma relação monotônica entre escolaridade e tamanho. Enquanto a parcela dos mais qualificados aumenta com o tamanho do estabelecimento e a parcela dos médio-qualificados cai, a parcela dos trabalhadores menos qualificados nas unidades grandes é *maior* do que a parcela de menos qualificados em unidades pequenas.



O Gráfico 2B traz a análise complementar ao gráfico acima, focando a distribuição do emprego de cada escolaridade pelas classes de tamanho dos estabelecimentos. Não é possível observar discrepâncias significativas entre os tipos de escolaridade na sua distribuição entre os tamanhos de estabelecimentos. As pequenas unidades econômicas ocupam a maior parte do emprego de qualquer tipo de escolaridade, seguidas pelas classes de tamanho médio e grande.



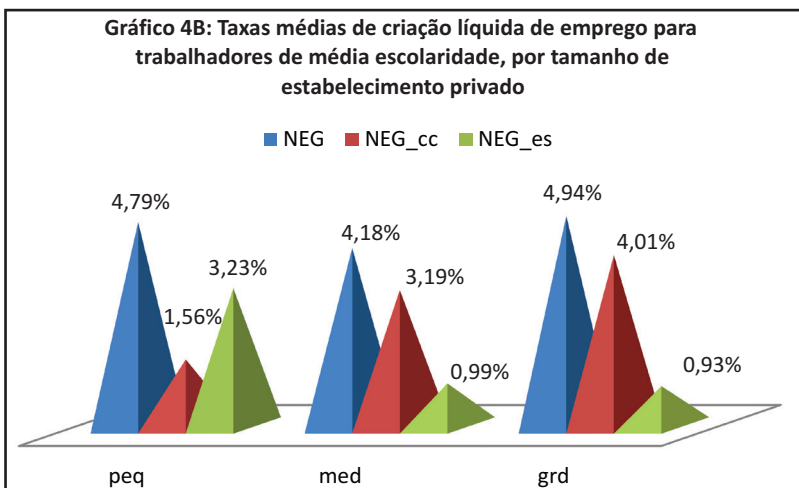
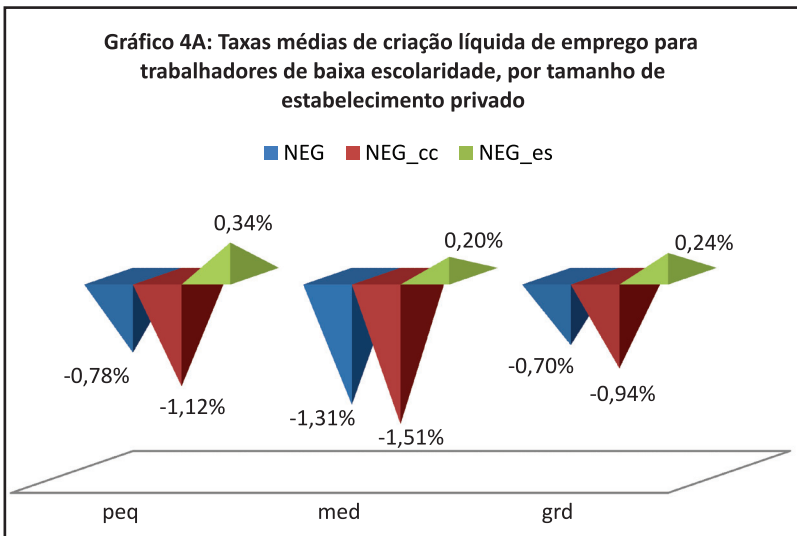
Temporalmente, percebe-se que as parcelas do emprego de cada classe de tamanho não mudaram muito, como visto no Gráfico 3, o que viabiliza a análise do comportamento por classe de tamanho focando em médias ao longo do tempo.

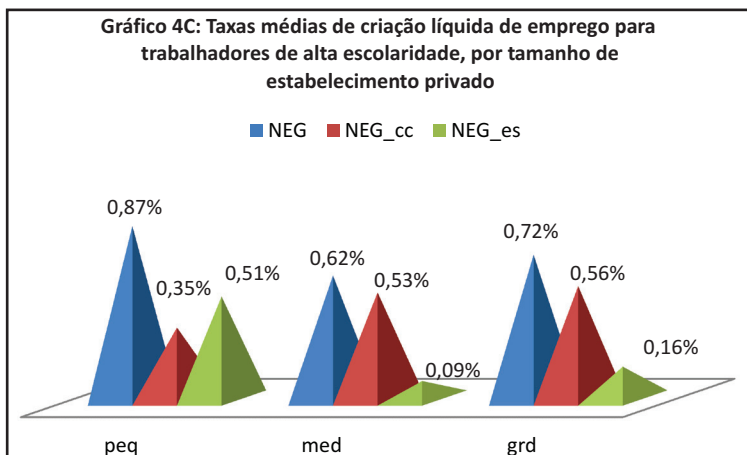


Os Gráficos 4A a 4C a seguir ilustram o comportamento das taxas líquidas de criação de emprego totais (NEG), por estabelecimentos que continuaram (NEG_cc) e por estabelecimentos que entraram e saíram do mercado (NEG_es). Dois padrões emergem.

Primeiro, a destruição líquida de emprego (NEG<0) para os trabalhadores de baixa escolaridade em todos os tamanhos de estabelecimento e aumento do emprego para os de média e alta escolaridade em todas as classes de tamanho, seguindo

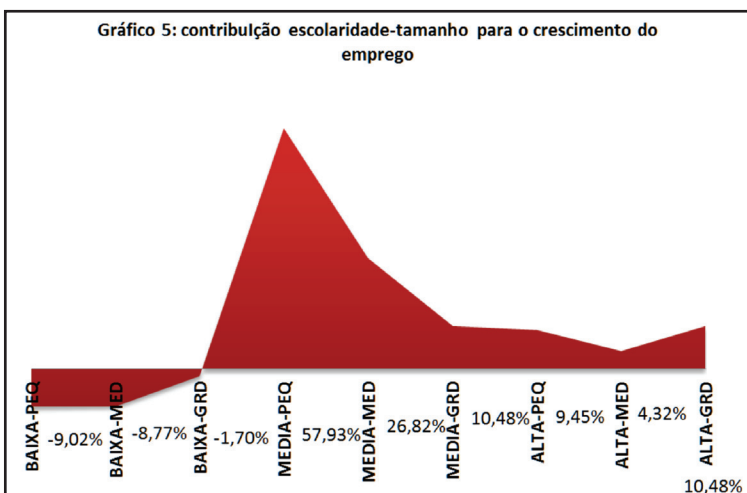
a tendência agregada dos gráficos 1B a 1D. Segundo, o papel positivo da entrada e saída de empresas para o crescimento líquido do emprego para estabelecimentos pequenos. Nessa classe de tamanho, NEG_es é positiva, enquanto as taxas NEG_cc são negativas. Nota-se também que o papel de abertura e fechamento de estabelecimentos no crescimento líquido é decrescente, na grande maioria das vezes, em relação ao tamanho da unidade produtiva. Explica-se esse resultado pela distribuição de tamanho das novas unidades assimétrica à direita (CABRAL e MATA, 2003).



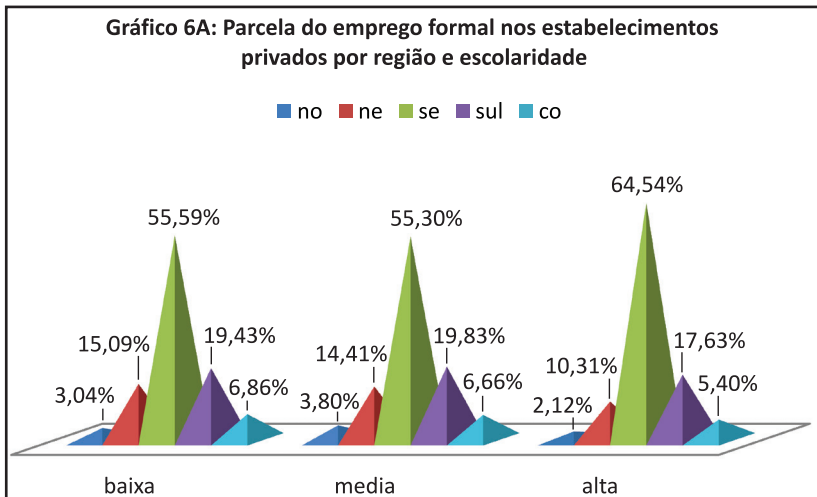


Uma outra visão das taxas de crescimento do emprego por escolaridade pode ser obtida quando classificamos a totalidade dos empregos criados de modo líquido no período em termos do estabelecimento onde o emprego foi criado. Com isso conseguimos visualizar que tipos de empregos, de modo absoluto, surgiram no período. Tal padrão aparece no Gráfico 5. Aproximadamente, podemos afirmar que, de cada dez novos empregos criados de modo líquido no período, seis eram para trabalhadores de escolaridade média em estabelecimentos pequenos, três em estabelecimentos médios e um em estabelecimentos grandes. Isso é condizente com a importância do grupo de escolaridade média no emprego total, como visto no Gráfico 1A.

O Gráfico 5 também ressalta a importância das pequenas unidades para a expansão do emprego. De cada dez empregos criados de modo líquido no período, aproximadamente seis estavam em estabelecimentos com até 19 trabalhadores.



Passamos agora à análise do crescimento do emprego por qualificação nas regiões brasileiras, destacando as características e assimetrias. Iniciamos a análise com uma visão da distribuição do emprego nas regiões. No gráfico 6A vemos que o *ranking* para todos os níveis de escolaridade é similar: o Sudeste ocupa a maior parcela do emprego, seguido pelo Sul e Nordeste, com o Centro-Oeste em penúltimo e o Norte com a menor importância no emprego em cada grupo de escolaridade.

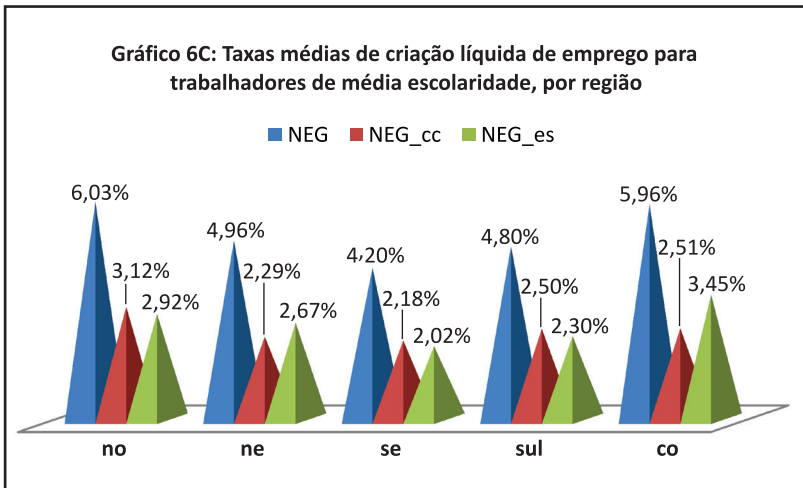
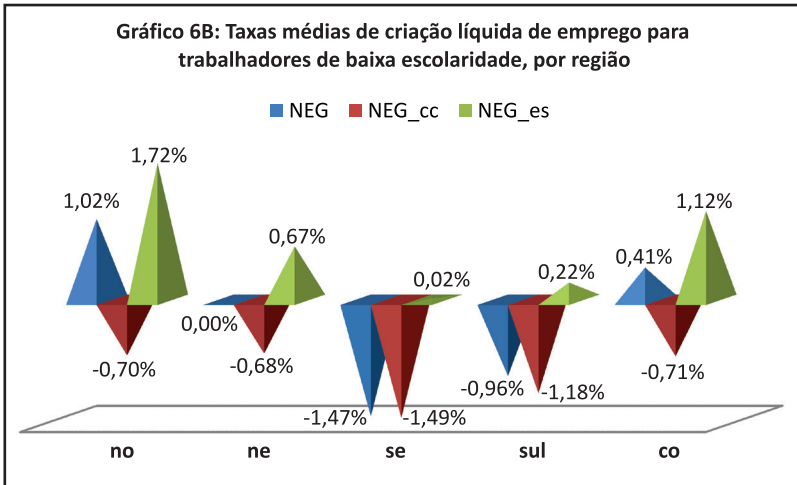


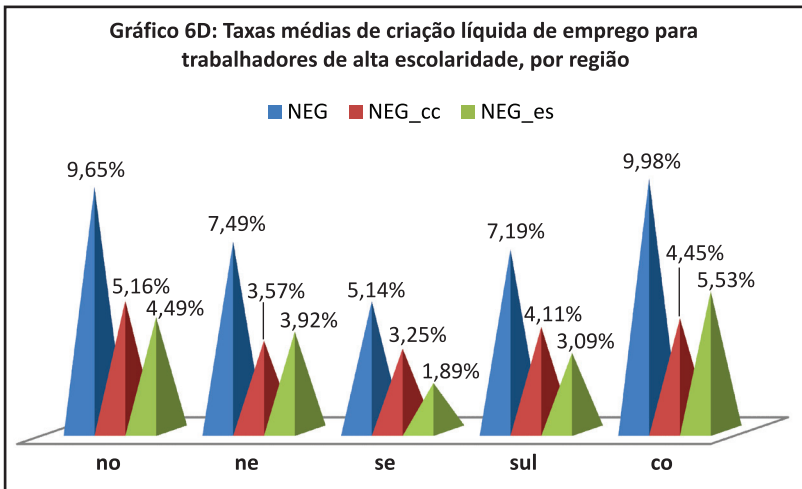
Analisando a dinâmica do emprego nas regiões por tipo de escolaridade, os Gráficos 6B a 6D confirmam a tendência desde os anos 90 de desconcentração do emprego formal do Sudeste para outras regiões, particularmente o Norte e Centro-Oeste, que são as regiões que mais crescem em emprego formal no Brasil – aspecto também destacado por Tafner (2006, cap. 5).

Dentro das regiões, mantém-se o padrão verificado no agregado, de redução do emprego menos qualificado e aumento do emprego de qualificação média e alta. Uma exceção é a Região Norte, onde o emprego para trabalhadores de baixa qualificação aumentou.

Esse crescimento do emprego não qualificado no Norte foi capitaneado pela entrada e saída de estabelecimentos. Para o emprego de nível mais baixo, a taxa positiva da criação do emprego pela entrada e saída minimiza a queda do emprego nos estabelecimentos que continuaram. Como visto acima para o agregado e nas classes de tamanho, à medida que a escolaridade aumenta, a importância relativa da entrada e saída se reduz, com o contraexemplo do Centro-Oeste.

Em suma, entre as regiões, não se vê nenhum padrão entre os níveis de escolaridade que não era visto no emprego agregado. O padrão de crescimento da escolaridade média e alta do agregado (queda para baixa escolaridade) aparece de modo similar nas regiões (com o caso extraordinário do emprego de baixa qualificação no Norte, puxado pela capacidade empreendedora regional).

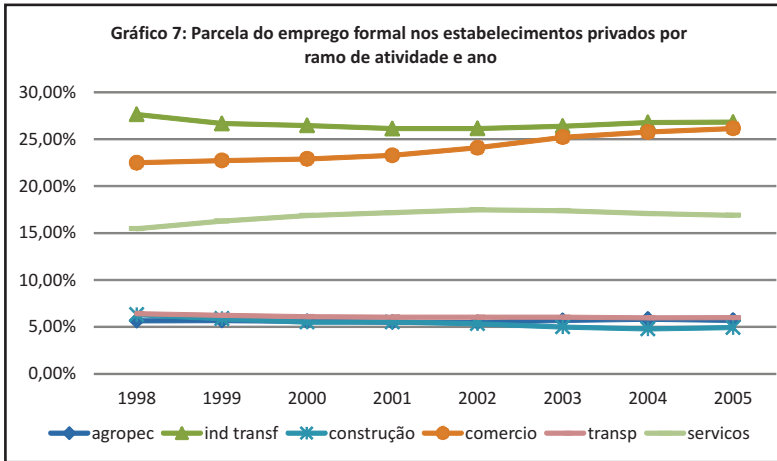




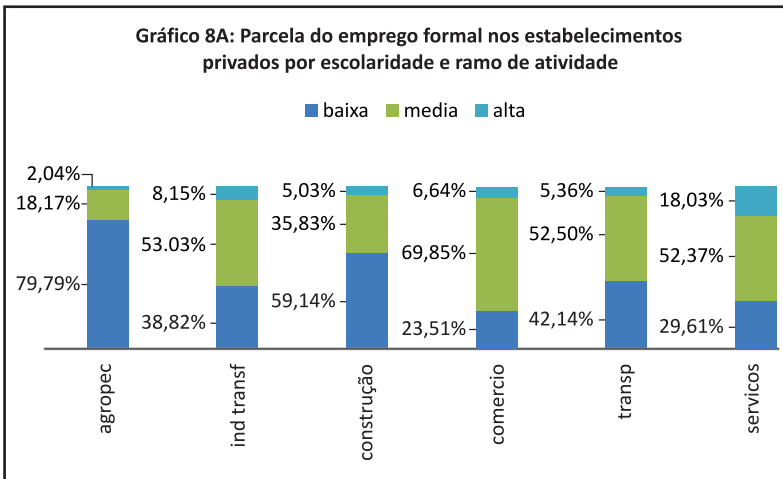
Para completar a análise da evolução do emprego por escolaridade nos recortes, agora analisamos o comportamento do emprego por escolaridade entre os ramos de atividade. A análise descritiva setorial está focada em seis setores, cujas atividades são eminentemente privadas. Conjuntamente, eles concentraram 85% dos empregos gerados no período analisado: agropecuária (5,64%), indústria da transformação (26,62%), construção (5,36%), comércio (24,21%), transporte (6,09%) e serviços (16,87%).

Em Tafner (2006, cap. 6), é possível ver que o período de 1998 a 2004 foi caracterizado por crescimento do emprego em todos os setores, exceto a indústria antes de 2000, possivelmente por causa do câmbio valorizado até 1999. O período de 2000 em diante aparece como de recuperação do emprego. O comércio apresentou taxas de crescimento superiores a 5% em todos os anos.

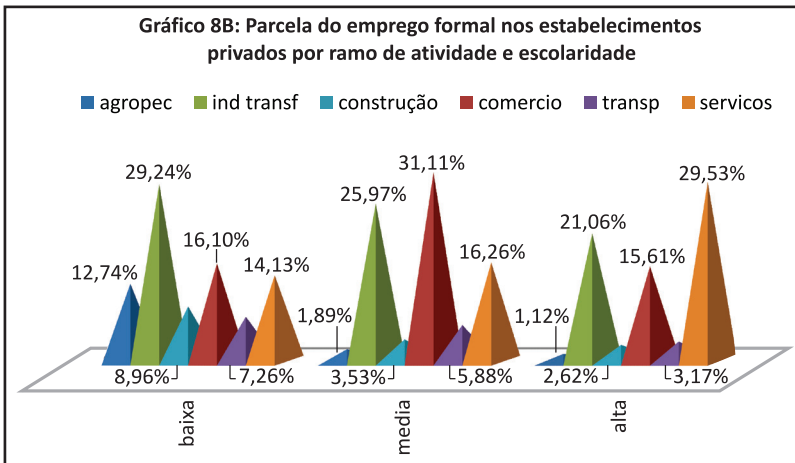
No Gráfico 7 vemos que o comércio foi o setor com maior aumento de participação. A indústria conseguiu recuperar-se entre 2001 e 2005, e serviços apresentaram um comportamento em forma de U invertido, tendo sua maior participação em 2002.



Os Gráficos 8A e 8B mostram a distribuição de trabalhadores por tipo e setor. O Gráfico 8A mostra como se distribui o emprego por tipo de trabalhador em cada setor. Fica clara a predominância de trabalhadores de qualificação média na maioria dos setores, com duas exceções importantes: a agricultura e a construção civil, que empregam de modo formal principalmente pessoas de baixa escolaridade.

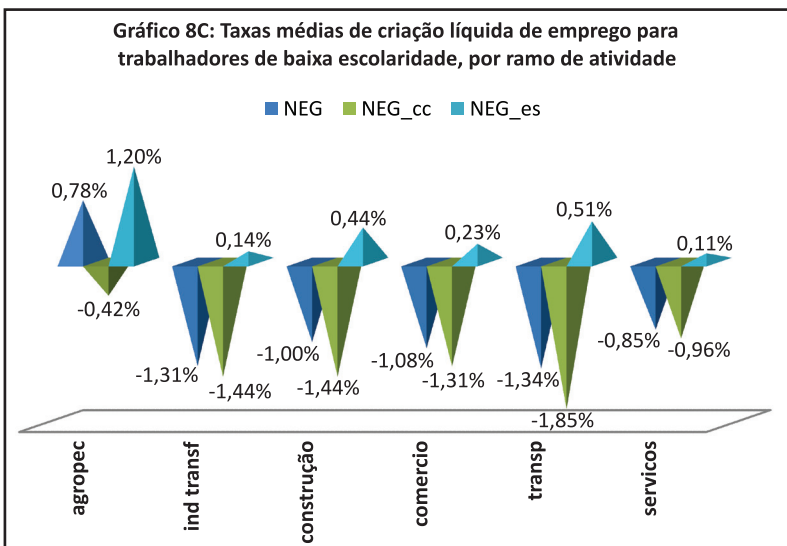


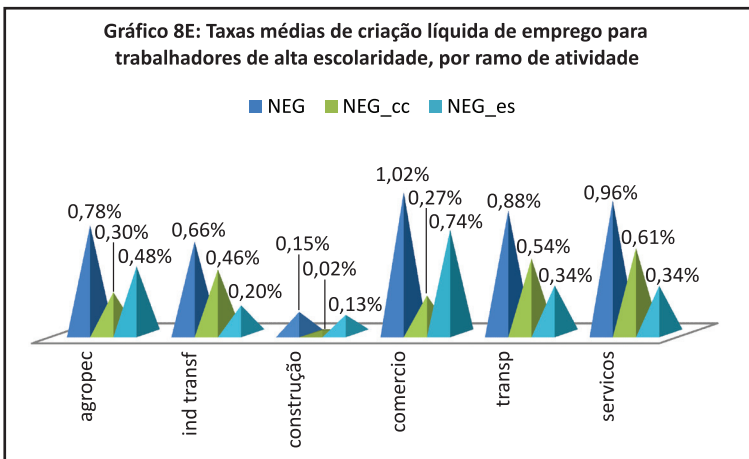
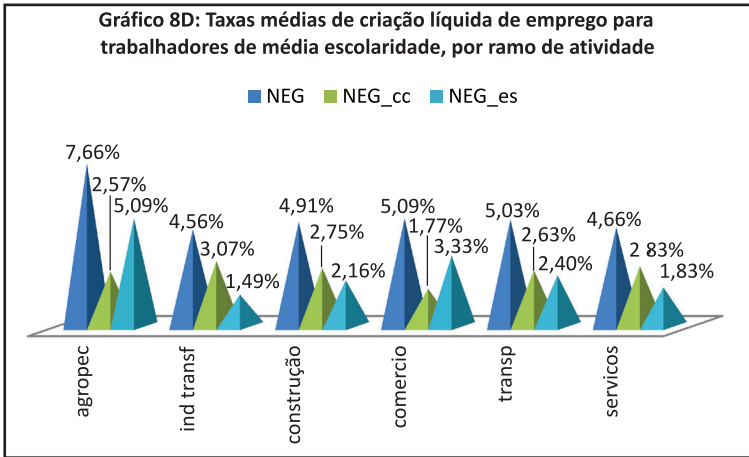
Por outro lado, observando onde os empregos por tipo de qualificação estão localizados (Gráfico 8B), vemos que o emprego de baixa escolaridade concentra-se na indústria, o emprego de qualificação média concentra-se no comércio e indústria e os empregos de alta escolaridade estão principalmente nos serviços.



Os Gráficos 8C a 8E apresentam os padrões de variação do emprego por qualificação. Foram diferenciados por setor, descrevendo as taxas médias anuais de criação líquida de emprego totais (NEG), por estabelecimentos que continuaram (NEG_cc) e por estabelecimentos que entraram e saíram do mercado (NEG_es).

Mais uma vez, fica clara a homogeneidade da tendência agregada de redução do emprego de baixa escolaridade no recorte dos estabelecimentos, agora considerando os setores. E mais uma vez a criação líquida por entrada e saída aparece como uma força amenizadora de quedas do emprego para os trabalhadores menos qualificados. Não há nenhum padrão claro do papel da entrada e saída para o crescimento do emprego líquido entre os níveis de escolaridade alta e média.



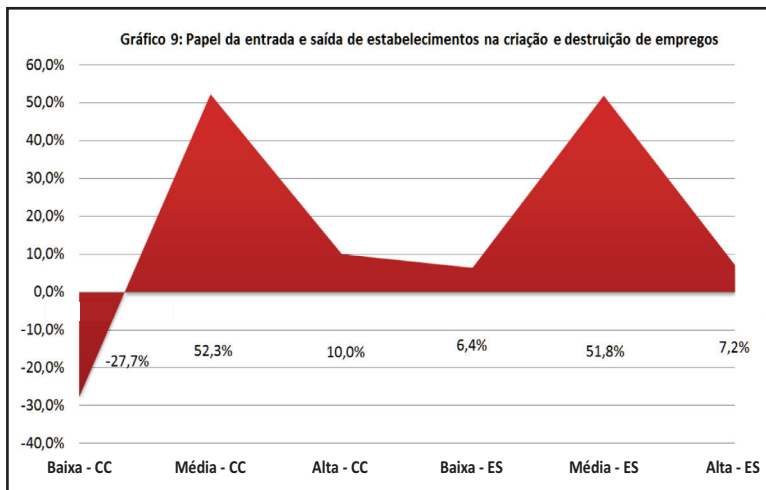


Em suma, vimos que o período de 1998 a 2005 foi caracterizado pela queda do emprego menos qualificado e aumento dos postos de trabalho qualificados em todos os setores, mantendo uma tendência já identificada anteriormente.

Os movimentos das parcelas da qualificação do emprego no mercado de trabalho formal nos estabelecimentos privados foram homogêneos em sua quase totalidade, nos recortes analíticos mais comuns, a saber: tamanho de estabelecimento, região e setor. A entrada e saída de atividade de estabelecimentos tem um papel importante para isso, mas declinante com o nível de escolaridade.

No agregado, a síntese do papel da entrada e saída para cada nível de qualificação pode ser vista no Gráfico 9 a seguir. Verifica-se que 65,5% dos empregos criados de modo líquido no período foram criados em estabelecimentos que abriram

e fecharam. Esse resultado é liderado pelo papel da entrada e saída para a escolaridade média, onde 55,5% do crescimento do emprego no período veio da entrada e saída de unidades econômicas. Por outro lado, apenas 42% do crescimento do emprego de alta qualificação veio pela entrada e saída de estabelecimentos. Assim, a evidência inicial é mista para a hipótese de substituição de postos de trabalho dentro das unidades econômicas como padrão de aumento do perfil de qualificação dos empregos. A entrada e saída representa no máximo 55% da variação do emprego líquido na economia, nas categorias de qualificação, sendo menos importante para o emprego de alta qualificação.



4.2. Volatilidade do emprego

Como mencionado na introdução, trataremos aqui da hipótese de que recortes da economia que experimentaram grande crescimento do emprego também sejam recortes com alta volatilidade do emprego. Essa associação cria dificuldades para o desenho de políticas de fomento do emprego. Se por um lado um maior crescimento do emprego é desejável, um maior risco de troca de empregos para os trabalhadores gera custos sociais que podem ser significativos.

Baseado em nossa metodologia de decomposição das taxas de crescimento líquidas (NEG) do emprego em taxas brutas de criação e destruição, um aumento do emprego líquido pode vir de três fontes:

- (i) Aumento da taxa de criação de emprego (JC) e queda da taxa de destruição de emprego (JD);

- (ii) Aumento da taxa de criação de emprego (JC) e manutenção da taxa de destruição de emprego (JD);
- (iii) Manutenção da taxa de criação de emprego (JC) e queda da taxa de destruição de emprego (JD).

Os três cenários estão associados a comportamentos diferenciados da taxa de realocação de empregos (GJR): para os casos (ii) e talvez (i) teremos um *aumento* de GJR. Para os casos (iii) e talvez (i) teremos uma queda de GJR associada à expansão líquida do emprego. O comportamento de GJR no caso (i) depende de o movimento de JD ser simétrico ou não. No caso de movimentos simétricos e proporcionais, GJR não irá crescer. Se o comportamento não for simétrico (por exemplo, JC aumentando mais do que a queda de JD), GJR irá crescer.

A Tabela 1 a seguir mostra as correlações condicionais entre NEG e as medidas de criação e destruição para elucidar esse processo de expansão do emprego líquido no Brasil. Vemos que, como esperado, quando o emprego líquido aumenta (NEG), temos um aumento da criação bruta (JC). Por outro lado, quando o emprego líquido aumenta, a destruição bruta (JD) não cai. Ao contrário, ela aumenta, mas menos que proporcionalmente ao crescimento da criação bruta. Com isso, períodos de crescimento líquido do emprego são períodos de aumento da volatilidade da economia, como capta a relação entre GJR e NEG.

Esse comportamento da destruição bruta difere no ciclo de vida dos estabelecimentos. Para estabelecimentos que continuam, o comportamento é inverso entre criação e destruição (embora menos que proporcional). Para os estabelecimentos que nascem e morrem, o comportamento é assimétrico e tal que períodos de aumento do emprego dessas unidades são associados com aumento da *destruição* de emprego.

Dessa forma, concluímos que períodos de aquecimento da economia, onde ocorre expansão do emprego líquido são períodos de aumento do risco para os trabalhadores, em que cresce a probabilidade de seus empregos serem destruídos. Esse resultado confirma, pelo lado das oportunidades de emprego (demanda por trabalho), o fato de que, para a economia brasileira (Regiões Metropolitanas ao menos), a rotatividade de trabalhadores aumenta com a criação líquida de empregos (RAMOS e CARNEIRO, 2002). Nossos resultados sugerem que parte da pró-ciclicidade da rotatividade de trabalhadores vem do comportamento heterogêneo da demanda por trabalho nos estabelecimentos, gerando um aumento da rotatividade de empregos em períodos de expansão líquida.

TABELA 1
REGRESSÕES EM PAINEL COM EFEITOS FIXOS PARA OS ESTABELECIMENTOS
PRIVADOS

	JC	JD	GJR
NEG	1.1	0.11	1.21
R ² total	0.34	0.008	0.14
	JCE	JDS	GJR_es
NEG_es	1.11	0.11	1.23
R ² total	0.38	0.01	0.16
	JCC	JDC	GJR_cc
NEG_cc	0.7	-0.3	0.39
R ² total	0.28	0.06	0.03

Nota: efeitos fixos: escolaridade, tamanho, região e ramo de atividade. Estatísticas t e F: todas significativas a 1%

4.3. Efeitos composição e substituição

Na seção anterior, vimos que, para dados agregados, não havia evidência clara para cada uma das hipóteses sobre o mecanismo pelo qual se deu o aumento da qualificação dos postos de trabalho no Brasil. O efeito substituição representa o aumento do emprego de trabalhadores mais qualificados por substituição de trabalhadores menos qualificados dentro dos estabelecimentos e o efeito composição é o aumento do emprego qualificado por mudanças na estrutura produtiva. Essa mudança pode ser causada pela maior importância de setores que empregam, em média, mais trabalhadores qualificados ou pelo aumento da importância dos estabelecimentos em classes de tamanho que empregam trabalhadores mais qualificados, ou outra classificação de estabelecimentos. Aqui as categorias são obtidas pelo recorte simultâneo dos estabelecimentos por escolaridade de seus trabalhadores, classe de tamanho, setor e região.

A Tabela 2 mostra que, para o setor privado no Brasil, o efeito substituição (ES) é sempre maior do que o efeito composição (EC). Com isso pode-se afirmar que a realocação de emprego deu-se mais intensamente dentro das categorias de empresas do que entre categorias. Dado que estamos segregando os trabalhadores por nível de qualificação, isso também vale para o aumento da qualificação observada. Ou seja, as mudanças estruturais no período responderam apenas por cerca de 1/4 da realocação de trabalhadores de diferentes qualificações.

TABELA 2
EFEITOS SUBSTITUIÇÃO E COMPOSIÇÃO PARA OS ESTABELECIMENTOS PRIVADOS

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	M	DP
ES	66,16%	66,09%	65,89%	67,36%	61,86%	66,17%	65,95%	68,11%	66,32%	0,99%
EC	28,27%	27,05%	21,48%	26,94%	29,19%	29,65%	18,68%	22,75%	25,50%	4,02%
CL	5,57%	6,85%	12,63%	5,70%	5,95%	4,18%	15,37%	9,14%	8,17%	3,93%

Valores calculados pelos autores a partir da equação 5 do texto e com base nos dados primários da RAIS. ES – efeito substituição. EC – efeito composição. CL – crescimento líquido.

Esse resultado confirma que a demografia de empresas não explica o processo de aumento da qualificação dos empregados. Esse processo de aumento do número e proporção de trabalhadores mais qualificados e de redução da proporção de empregados menos qualificados parece ser majoritariamente realizado por substituição de trabalhadores dentro das empresas.

Sob a hipótese de complementariedade entre trabalho qualificado e tecnologia (HAMERMESH, 1993), o resultado acima pode ser interpretado como evidência indireta de que o movimento de modernização tecnológica da economia brasileira não está sendo feito por um processo de substituição de unidades produtivas (entrada e saída), e sim por um processo de investimento das unidades existentes, melhorando sua tecnologia. Esta, porém, é uma questão para estudos futuros.

4.4. A importância das características observadas

Nesta seção encerramos o artigo com uma avaliação do poder explicativo das características observáveis dos estabelecimentos para entender suas experiências de fluxos de postos de trabalhos. Diante da significativa heterogeneidade do emprego entre os estabelecimentos, buscamos saber se esses estabelecimentos podem ser sintetizados analiticamente a partir de suas características observáveis.

Para identificar a importância relativa de cada fator no comportamento das taxas de criação e destruição de emprego e suas decomposições, empregamos a ferramenta analítica de análise de variância (ANOVA). Na Tabela 3 temos a importância relativa de cada fator para os fluxos de emprego, devidamente ponderadas.⁶

⁶ Para comparar a importância relativa de cada fator, comparamos a soma de quadrados explicada média com a soma de quadrados explicado total médio, para acomodar as diferenças nas quantidades de elementos de cada fator. Os fatores podem ter de 3 (tamanho) a 14 (ramo de atividade) elementos.

Primeiramente, chama a atenção a dificuldade que as características empregadas têm para conseguir explicar o comportamento do emprego formal privado na economia. As regressões não possuem coeficiente de determinação maior que 17%, indicando que a heterogeneidade é significativa.

Mesmo assim, entre as características observáveis, as classes de tamanho se destacam para explicar seis das 12 taxas de fluxos de empregos nos recortes de estabelecimentos. Tamanho possui uma contribuição relativa maior para explicar as taxas de criação, destruição e realocação de postos de trabalho totais (JC,JD e GJR); e as por entrada e saída de estabelecimento (JCE,JDS e GJR_es).

Em seguida, as categorias mais relevantes são a escolaridade, que se destaca para explicar todos os saldos líquidos emprego (NEG,NEG_es e NEG_cc), e diferenças regionais, que aparece como o fator com maior poder explicativo relativo das taxas de criação, destruição e rotatividade da mão de obra entre os estabelecimentos que continuam (JCC,JDC e GJR_cc).

TABELA 3

IMPORTÂNCIA RELATIVA DE CADA FATOR PARA EXPLICAR A VARIÂNCIA DOS FLUXO DE TRABALHADORES

	JC	JD	NEG	GJR	JCE	JCC	JDC	JDS	NEG_cc	NEG_es	GJR_cc	GJR_es	n°. Fatores
Escol	2.414	1.311	1.938	1.796	1.791	3.351	1.887	0.976	10.980	5.826	2.532	1.365	3
Tam	3.969	4.670	2.786	4.335	5.278	2.072	2.661	6.103	0.714	2.618	2.389	5.525	3
Região	2.480	2.773	2.181	2.632	2.111	3.047	3.468	2.288	0.357	1.309	3.271	2.275	5
Setor	0.407	0.377	0.671	0.400	0.411	0.366	0.384	0.357	0.101	0.423	0.385	0.390	14
Ano	0.003	0.005	0.158	0.002	0.009	0.031	0.005	0.007	0.267	0.054	0.010	0.007	8
R2 ajustado	0.15	0.16	0.09	0.16	0.14	0.15	0.17	0.15	0.05	0.09	0.16	0.15	

Valores indicam a soma de quadrados explicada média com a soma de quadrados explicado total médio.

Verifica-se, assim, que os estabelecimentos privados de uma mesma classe de tamanho têm comportamento similar em termos de criação, destruição, e realocação no total (JC, JD e GJR) e para aqueles que entram e saem (JCE, JDS, e GJR_es), mesmo estando em diferentes regiões, e setores, pois tamanho foi o fator mais importante nos modelos. Isso sugere que a classe de tamanho de estabelecimento seja um potencial balizador de políticas públicas, em relação a outras características como setor ou região.

Por outro lado, criação, destruição e realocação de emprego dos estabelecimentos que se mantêm ao longo do tempo (JCC, JDC e GJR_cc) apresentam diferenças mais marcantes regionalmente. Esse resultado sugere que as empresas que entraram e se consolidaram no mercado (sem falência imediata) passaram a ser influenciadas por fatores regionais, deixando de ser diferenciadas mais facilmente pelo seu porte. Vale a pena notar que o tamanho é o segundo fator mais importante para esses fluxos.

Os resultados das ANOVAS podem ser úteis para orientar a focalização das políticas de emprego. Os resultados mostram que as unidades produtivas são heterogêneas nos seus fluxos brutos, mas diferenciáveis em termos de porte. Surpreendentemente, a classificação setorial explica muito pouco das diferenças de fluxos brutos e líquidos nos diferentes recortes, uma vez controladas as diferenças de tamanho e região. Dito de outra forma, parece que os fluxos médios de unidades pequenas em setores diferenciados são mais similares do que unidades de tamanhos diferenciados no mesmo setor. Assim, políticas com recortes de tamanho podem ser mais focalizadas do que políticas com recortes setoriais⁷. Uma possível limitação do sucesso da focalização de políticas usando qualquer tipo de recorte está na heterogeneidade dentro das unidades classificadas como similares por seus atributos, dado o baixo poder explicativo dos modelos de fatores apresentados na Tabela 3.

5. Comentários finais

Como observamos na introdução, a questão do emprego tem sido abordada de forma enfática pelos principais centros de pesquisa em economia do Brasil e do mundo, como Ipea e a OECD, bem como por renomados pesquisadores. Neste novo panorama da economia mundial, o Brasil foi incluído em um grupo de países que têm despertado grande atenção dos analistas de todo o mundo: os BRICs. Apesar dos potenciais, aponta-se como fraqueza do Brasil as restrições de oferta de mão de obra, em particular a de qualificação alta.

Considerando três tipos de qualificação – alta (universitária), média (ensino fundamental completo e ensino médio) e baixa (ensino fundamental completo) – a oferta de mão de obra qualificada tem aumentado de modo expressivo para a qualificação média e de modo menos significativo para a qualificação alta. A quantidade de brasileiros com qualificação baixa está caindo desde os anos 90. O emprego seguiu tendências similares, como visto, por exemplo, em Tafner (2005).

⁷ Todavia, seriam necessários estudos adicionais para verificar se há erros de medida nas classificações setoriais (embora aqui empregue-se uma classificação de grandes grupos, com apenas 14 categorias) ou classificação setorial empregada muito simplificada; e qual o efetivo impacto de se implementar políticas associadas a tamanho, haja vista a possibilidade de se criar incentivos perversos ao crescimento das empresas.

Neste trabalho examinamos em detalhes como se deu essa variação assimétrica do emprego por qualificação nos estabelecimentos privados brasileiros nesse período, considerando três dimensões importantes: heterogeneidades nos tipos de unidades econômicas; o papel da capacidade empreendedora, entendido como a abertura de estabelecimentos; e um possível risco no emprego associado a setores de alto crescimento médio do emprego.

Entre os resultados encontrados, destacam-se:

1. O papel positivo da entrada e saída de empresas para o crescimento líquido do emprego para estabelecimentos pequenos. O saldo líquido do emprego na demografia de estabelecimentos foi quase sempre positivo em todos os recortes considerados, mesmo para o emprego de baixa qualificação, que teve queda no agregado.
2. A importância das pequenas unidades para a expansão do emprego. De cada dez empregos criados de modo líquido no período, aproximadamente seis estavam em estabelecimentos com até 19 trabalhadores.
3. A similaridade das tendências do emprego em quase todos os recortes de estabelecimentos, indicando que os movimentos de aumento da parcela de pessoal qualificado e queda do pessoal menos qualificado podem ser considerados gerais nos estabelecimentos privados formais.
4. A identificação de uma relação de aumento de risco de destruição de emprego em períodos de expansão líquida do emprego. Quando o emprego líquido aumenta, a destruição bruta não cai. Ao contrário, ela aumenta, mas menos que proporcionalmente ao crescimento da criação bruta. Com isso, períodos de crescimento líquido do emprego são períodos de aumento da volatilidade das oportunidades de emprego.
5. Esse comportamento da destruição bruta difere ao longo do ciclo de vida dos estabelecimentos. Para os estabelecimentos que continuam de um ano para outro, o comportamento é simétrico entre criação e destruição (embora menos que proporcional). Para os estabelecimentos que nascem e morrem, o comportamento do emprego é assimétrico e tal que períodos de aumento da criação de emprego nessas unidades são associados a aumentos da *destruição* de emprego.
6. Considerando duas hipóteses alternativas para o processo de aumento do emprego qualificado na economia – a saber: a substituição de postos menos qualificados por postos com maior qualificação e uma

composição pela saída ou perda de importância de unidades com trabalhadores menos qualificados e entrada ou aumento da importância de estabelecimentos com trabalhadores mais qualificados – as evidências indicam que esse aumento se deu pela substituição, dentro das unidades econômicas, de trabalhadores de baixa qualificação por trabalhadores de mais alta qualificação.

7. Ainda sobre as hipóteses do resultado 6 acima, a demografia de empresas em si não explica o processo de aumento da qualificação dos empregados. Esse processo de aumento do número e proporção de trabalhadores mais qualificados parece ser majoritariamente realizado por substituição de trabalhadores dentro das empresas.
8. Ao avaliar a homogeneidade dos fluxos de emprego nos estabelecimentos pelas suas características observáveis, vimos que o poder explicativo dessas características é baixo. Mas, entre as características observáveis, as classes de tamanho se destacam para explicar seis das 12 taxas de fluxos de empregos nos recortes de estabelecimentos. Em seguida, as mais relevantes são as diferenças regionais. Verifica-se, assim, que os estabelecimentos privados de uma mesma classe de tamanho têm comportamento relativamente mais similar nos fluxos de emprego, mesmo estando em diferentes regiões e setores, pois tamanho foi o fator mais importante. Isso sugere que a classe de tamanho de estabelecimento seja um potencial balizador de políticas públicas, em relação a outras características como setor ou região.

Isso posto, as análises aqui apresentadas permitem-nos concluir que políticas públicas voltadas para criação de emprego deveriam focar a capacidade empreendedora e os principais fatores que influenciam a variabilidade das taxas de criação e destruição de emprego: escolaridade e tamanho de estabelecimento. Por outro lado, fica patente que o movimento de aumento da proporção de trabalhadores qualificados na economia foi um processo geral, presente em todos os recortes analíticos mais usuais de estabelecimentos. Passa a ser interessante testar em futuros estudos se os movimentos agregados de oferta de trabalho mais qualificados são o principal motivador dessa mudança agregada do perfil das oportunidades de emprego.

6. Referências bibliográficas

- BRASIL, Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), *Demografia das empresas 2005*. Rio de Janeiro, 2006.
- BRASIL, Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), *Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS), 1997 a 2005*.
- BALDWIN, JR e PICOT, G Employment Generation by Small Producers in the Canadian Manufacturing Sector, *Statistics Canada Working Paper 70* , 1994.
- CABRAL, L. e MATA, J. On the Evolution of the Firm Size Distribution: Facts and Theory. *American Economic Review*.93, 1075-1098, sept. 2003.
- CORSEUIL, CH e SERVO, LMS (Org.) *Criação, Destruição e Realocação do Emprego no Brasil*, Ipea, 2006.
- CORSEUIL, CH. , Testing The Connection Between Replacement And Job Flows XXXIV *Encontro Nacional de Economia, Salvador, BA, 2007*.
- DAVIS, SJ e HALTWANGER, J. Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 3. (Aug., 1992), pp. 819-863.
- GONZAGA, G. Labor Turnover and Labor Legislation in Brazil, *Economia (LACEA)*, n(1), v4, p. 165-221, 2003.
- HOMSY, G. e COSTA M. Criação e Destruição de Emprego na Indústria. In *DeNegri et al. (org) Tecnologia, exportação e emprego*, cap.16. Brasília: IPEA.
- IOOTTY, M. e CAMPOS, N. Firm Entry and Exit in Brazil: cross-sectoral evidence from manufacturing industry. In: *XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005*.
- MENEZES-FILHO, N. *The costs of displacement in Brazil*. 2004 Latin American Meeting of the Econometric Society.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT, *OECD Employment Outlook, 2007*.
- PESSÔA, S A Perspectivas de Crescimento no Longo Prazo para o Brasil: questões em aberto, *Ensaios Econômicos EPGE #609*, FGV, RJ, 2006.
- ROBERTS, M. e TYBOUT, J. *Producer Turnover and Productivity Growth in Developing Countries*. Oxford: OUP.
- TAFNER, P (Editor) *Brasil: O Estado de uma Nação*, Brasília, 2006.

A CONCENTRAÇÃO DO EMPREGO NO BRASIL ENTRE 1994 E 2005: ASPECTOS REGIONAIS E SETORIAIS

Aguinaldo N. Maciente¹

1. Introdução

A atividade econômica no Brasil apresenta historicamente elevados índices de concentração, que se refletem na desigualdade regional da distribuição do emprego e da renda. Este capítulo tem por objetivo medir o grau de concentração do emprego no Brasil nos diferentes setores de atividade, nos diferentes estados do país, bem como a evolução dessa concentração no período 1994 a 2005.

A concentração espacial é uma característica permanente da atividade econômica. As regiões em que se concentram a produção e o consumo tendem a gerar ganhos de produtividade e externalidades positivas que se traduzem em remuneração mais elevada aos fatores de produção locais (Markusen, 1996; Rosenthal & Strange, 2001). Esses ganhos elevados acabam por atrair ainda mais empresas e trabalhadores, reforçando as externalidades positivas da região, em um ciclo que se autorreforça.

As externalidades positivas que levam à formação de concentrações produtivas podem ser de várias naturezas e há, na literatura, diversas classificações que buscam sistematizá-las. Uma classificação muito utilizada deve-se a Scitovsky (1954), que tipificou os ganhos advindos da proximidade dos agentes econômicos em duas categorias: as externalidades *pecuniárias*, aquelas canalizadas por meio dos preços de mercado; e as externalidades *tecnológicas*, aquelas não facilmente precificáveis devido à dificuldade de exclusividade no seu consumo, como no caso de bens públicos.

As externalidades pecuniárias estão associadas à redução nos custos de transporte, em decorrência de uma maior proximidade física com os insumos de produção e/ou com os mercados consumidores finais. As externalidades tecnológicas se referem à maior disseminação local de informações e conhecimento, que podem levar ao surgimento de práticas cooperativas entre firmas (os chamados arranjos produtivos locais, ou *clusters*) ou ao desenvolvimento de um mercado de trabalho

1 Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

local especializado, que permite às empresas uma redução no custo de contratação de mão de obra qualificada (o chamado *labor market pooling*). (Fujita & Thisse, 2002)

Apesar de possíveis sobreposições dessas categorias, as externalidades pecuniárias são mais dependentes da distância entre os mercados consumidor e produtor, sendo, portanto, determinadas pelos custos de transporte, pela distribuição regional dos recursos naturais, pelo relevo geográfico e pela distribuição da infraestrutura produtiva e da população. Uma abordagem tradicional para modelar esse tipo de externalidade são os modelos de concorrência monopolística de Dixit e Stiglitz (1977), adaptados para um modelo de economia regional a partir do trabalho de Paul Krugman (1991b).

As externalidades tecnológicas, por outro lado, são vistas como fenômeno local, só possível devido a uma intensa interação, formal ou tácita, entre firmas de um mesmo setor econômico ou entre pessoas que compartilham o mesmo perfil de qualificação e experiências profissionais. A similaridade de práticas e a proximidade atuam, nesse caso, como os fios condutores da difusão de avanços técnicos.

A importância relativa de cada tipo de externalidade econômica é, naturalmente, diferente para cada setor econômico. As externalidades pecuniárias, por exemplo, são determinadas pelo custo de transporte específico de cada produto e de seus insumos, dependendo, portanto, das relações de insumo-produto da atividade econômica (VENABLES, 1996). As externalidades tecnológicas, por outro lado, são mais importantes em setores nos quais as interações e a proximidade entre os agentes contribuam para uma maior difusão da tecnologia e de técnicas especializadas (FESER & SWEENEY, 2000).

As vantagens naturais de um país podem também influenciar o grau de concentração espacial da atividade econômica (ELLISON & GLAESER, 1997). Como a distribuição de recursos naturais, de cursos d'água e de terras agricultáveis é geograficamente desigual, um desenvolvimento econômico baseado em indústrias extrativas ou atividades agrícolas e agroindustriais pode ocasionar níveis de concentração relativamente elevados da atividade econômica. Além disso, a localização da infraestrutura de transportes e de energia influencia de forma significativa as decisões de localização das empresas e dos trabalhadores.

2. Medidas de concentração do emprego

Um dos instrumentos para a compreensão da concentração espacial do emprego é a construção de indicadores voltados especificamente para a análise desse fenômeno. Há na literatura um grande número de índices que medem a concentração espacial da atividade econômica. O emprego tem sido utilizado como a principal variável de análise, por sua disponibilidade, nessas mensurações.

Entre os índices utilizados na literatura, um dos primeiros e, ainda hoje mais comumente utilizados (HOOVER, 1936; SUZIGAN et al., 2003; WOLFE & GERTLER, 2004) é o quociente locacional, definido como

$$Q_{ir} = \left(\frac{E_{ir}}{E_{iTOT}} \right) \bigg/ \left(\frac{E_r}{E_{TOT}} \right) = \frac{s_{ir}}{s_r}.$$

E_{ir} denota o emprego no setor ou indústria i na região r , E_r denota o emprego total na região r , E_{iTOT} é o emprego total (nacional, caso a análise tenha como base todo o país) para a indústria i e, finalmente, E_{TOT} é o emprego total (nacional). Assim, $s_{ir} = E_{ir} / E_{iTOT}$ representa a participação da região r no emprego total da indústria i e $s_r = E_r / E_{TOT}$ representa a participação da região r no emprego total. Um quociente maior que um indica que a participação da região r no emprego de determinada indústria é maior do que a participação dessa região na economia como um todo.

O coeficiente de Gini, usado frequentemente como uma medida de desigualdade de renda, é também utilizado na literatura da geografia econômica. Paul Krugman (1991a) utiliza um coeficiente de Gini derivado de situações em que a população é dividida em quantis (BROWN, 1994/5), para calcular o que ele chama de coeficiente locacional de Gini. Usando-se as proporções definidas em (1), para uma indústria i qualquer, tem-se:

$$G_i = \left| 1 - \sum_{r=1}^R \left[\left(\sum_{u=1}^r s_{iu} + \sum_{v=0}^{r-1} s_{iv} \right) \left(\sum_{u=1}^r s_u - \sum_{v=0}^{r-1} s_v \right) \right] \right|.$$

Os quantis são representados pelas regiões r , para as quais as proporções s_{ir} e s_r são calculadas. As regiões são então ordenadas de acordo com proporções s_{ir} crescentes e somas cumulativas de ambas as proporções são calculadas.

A utilização do índice de Gini para a análise da concentração espacial, porém, apresenta algumas limitações, sobretudo na comparação entre diferentes indústrias e na sensibilidade do indicador à desagregação regional. O índice Gini é sensível ao número de quantis utilizados e, portanto, uma simples alteração da desagregação regional dos dados pode afetar o cálculo da concentração industrial.

Outra limitação tanto do quociente locacional quanto do índice de Gini reside no fato de esses índices não levarem em conta o tamanho e o número típico de plantas de cada atividade econômica. Alguns setores industriais caracterizam-se, naturalmente, por um número menor de plantas do que a média das atividades econômicas. Nesses casos, um índice de Gini mais elevado pode ser resultado do número reduzido de plantas industriais pertencentes ao ramo de atividade. Nesse caso, um índice elevado pode não significar que o emprego gerado por ela esteja

mais concentrado regionalmente do que o que se poderia esperar tipicamente para essa atividade, relativamente à concentração em outras atividades econômicas que apresentam um emprego mais pulverizado em várias unidades locais.

Em resposta a esses problemas, Ellison e Glaeser (1997) propuseram um índice alternativo de aglomeração industrial, voltado especificamente para uma melhor comparação entre setores da atividade econômica. O índice é determinado por dois componentes. O primeiro, que os autores denominam índice de concentração bruta, g_i , é, similarmente ao índice de Gini, baseado em desvios da participação de uma atividade i em relação às proporções, como definidas na equação (1), da atividade econômica em geral:

$$g_i = \frac{\sum_{r=1}^R (s_{ir} - s_r)^2}{1 - \sum_{r=1}^R s_r^2}.$$

Adicionalmente, os autores fazem uso do índice de Herfindahl, comumente utilizado como uma medida de concentração de mercado. Esse índice utiliza-se da média dos quadrados da participação relativa de cada planta pertencente a uma atividade econômica i . Utilizando-se a variável emprego, como anteriormente, define-se $z_{ni} = E_{ni}/E_i$ como a participação de cada planta n no total do emprego da atividade i , e o índice como

$$h_i = \sum_{n=1}^N \left(\frac{E_{ni}}{E_i} \right)^2 = \sum_{n=1}^N (z_{ni})^2.$$

O índice de Herfindahl se aproxima de zero quando a atividade é composta de muitas firmas de tamanho similar e apresenta valores elevados quando a diferença de tamanho entre as plantas é grande.

Com base nesses dois índices, Ellison e Glaeser definem o índice gama de concentração industrial como:

$$\gamma_i = \frac{\left(\sum_{r=1}^R (s_{ir} - s_r)^2 / 1 - \sum_{r=1}^R s_r^2 \right) - \sum_{n=1}^N z_{ni}^2}{1 - \sum_{n=1}^N z_{ni}^2} \Rightarrow$$

$$\gamma_i = \frac{g_i - h_i}{1 - h_i}.$$

O índice de Herfindahl dá menor peso à concentração, medida pelo índice g_i , de atividades em que o emprego está naturalmente mais concentrado em poucas plantas produtivas. Os autores demonstram que seu índice é consistente com um modelo sequencial de escolha no qual as empresas decidem a localização que maximiza seu lucro, com base nas decisões prévias de localização das demais plantas de sua mesma atividade econômica.

Algumas hipóteses simplificadoras são adotadas no modelo de escolha de localização subjacente ao índice representado na equação (3). Ele se propõe a medir o grau de preferência das empresas por se localizar em uma unidade geográfica onde haja outras empresas pertencentes à sua atividade econômica. Consiste, portanto, em um índice que identifica a existência de externalidades que ocorrem entre empresas de uma mesma indústria, localizadas em uma mesma unidade geográfica. Caso se utilize dados municipais, por exemplo, o índice não captura uma eventual tendência das firmas a se localizarem em municípios vizinhos ou próximos. Isso requereria alguma forma de mensuração da autocorrelação espacial do emprego municipal, que não é capturada no índice gama.²

Além disso, o índice não identifica qual das possíveis fontes de externalidades positivas (pecuniárias ou tecnológicas) é responsável pela eventual preferência pela colocalização de firmas (isto é, tendência por localizar-se junto a outras empresas do mesmo setor).

Apesar dessas limitações, sob as hipóteses simplificadoras adotadas, o índice pode ser considerado como uma estimativa independente tanto do número e do tamanho das plantas em cada atividade econômica quanto da divisão geográfica utilizada em seu cálculo. Assim, diferentemente de outras medidas de concentração utilizadas na literatura, o índice gama permite comparações entre diferentes setores de atividade e entre diferentes níveis de agregação territorial (DUMAIS et al., 2002).

Essas características permitem a mensuração das desigualdades regionais e da evolução da concentração do emprego ao longo do tempo. Como o índice define a concentração como a soma quadrática dos desvios do emprego em cada indústria com relação às médias do emprego geral, a comparação entre duas regiões permite analisar, por exemplo, em qual delas uma determinada atividade econômica está distribuída de forma mais concentrada, mesmo que cada região apresente uma concentração média diferente para o emprego total.

Isso é importante para países regionalmente desiguais, como o Brasil. Tome-se, por exemplo, as regiões, Sudeste e Norte do Brasil. Elas apresentam estruturas econômicas bastante distintas, com diferentes graus de especialização da atividade produtiva. O índice gama pode identificar qual dessas regiões tem uma maior concentração em cada atividade econômica, mesmo levando-se em conta os níveis diferenciados de especialização de cada região.

A próxima seção analisa a concentração do emprego no Brasil, utilizando-se uma desagregação municipal dos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para o período 1994-2005, conforme procedimento detalhado no anexo ao fim

² Para uma descrição de índices de autocorrelação espacial, ver, por exemplo, Anselin (1995). Anselin (2003) apresenta uma aplicação desses índices para a mensuração de externalidades econômicas.

deste capítulo. A análise tem como base o índice gama proposto por Ellison e Glaeser (DUMAIS et al., 2002; ELLISON & GLAESER, 1997), o que permite uma análise das tendências setoriais e regionais observadas para o emprego formal ao longo do período.

3. Concentração regional do emprego no Brasil

A atividade econômica no Brasil apresenta historicamente elevados índices de concentração regional, que se reflete em uma distribuição desigual do emprego e da renda. A Tabela 1 mostra a distribuição do emprego formal pelas grandes regiões geográficas do país, para cada faixa de tamanho de empresas, para o ano de 2005.

O emprego formal acompanha, em linhas gerais, a concentração populacional do país. No entanto, as regiões Sul e Sudeste destacam-se por apresentar uma participação no emprego total formal acima de sua participação na população total. As regiões Norte e Nordeste, por outro lado, apresentam um nível de emprego formal relativamente mais baixo.

Também quanto ao tamanho médio das empresas, as Regiões Sudeste e, sobretudo, Sul, destacam-se por uma maior participação das pequenas e médias empresas, enquanto que a participação da Região Nordeste no emprego formal é maior entre as grandes empresas. Isto é, o emprego formal no Norte e no Nordeste além de ser menor do que a média nacional é também mais concentrado em empresas maiores.

TABELA 1
EMPREGO POR REGIÃO EM 2005, POR TAMANHO DO ESTABELECIMENTO

Região	até 19	20 a 49	50 a 99	100 a 249	250 a 499	500 a 999	1000 ou +	Total	Popul.
Centro-Oeste	8%	7%	7%	7%	7%	8%	10%	8%	7%
Nordeste	14%	15%	15%	16%	19%	23%	21%	17%	28%
Norte	4%	4%	4%	5%	6%	6%	6%	5%	8%
Sudeste	53%	55%	55%	53%	51%	47%	50%	52%	43%
Sul	21%	19%	19%	19%	17%	16%	13%	18%	15%
Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Fonte: RAIS/Min. do Trabalho e Emprego (MTE) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A distribuição do emprego entre as atividades econômicas é também heterogênea do ponto de vista regional (Tabela 2). A Região Sul apresenta uma elevada percentagem de emprego na indústria, enquanto que as Regiões Nordeste e Norte têm uma maior participação do setor de serviços. Na Região Centro-Oeste, os serviços e a agropecuária se destacam, em relação à média nacional, na geração do emprego formal.

Devido ao seu peso no total do país, a Região Sudeste apresenta uma distribuição próxima à média nacional, com uma participação maior da indústria e do comércio e uma participação menor do setor de serviços do que as Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. O setor de construção civil é o que se distribui de forma mais homogênea pelas regiões do país, com uma participação entre 3% e 4% no emprego formal.

TABELA 2
EMPREGO FORMAL POR REGIÃO EM 2005, POR TIPO DE ATIVIDADE

Região	Indústria	Constr. Civil	Comércio	Serviços	Agropecuária	Total
Centro-Oeste	12%	4%	17%	60%	7%	100%
Nordeste	15%	4%	16%	62%	4%	100%
Norte	16%	4%	17%	61%	3%	100%
Sudeste	20%	4%	19%	53%	4%	100%
Sul	29%	3%	19%	45%	4%	100%
Brasil	20%	4%	18%	54%	4%	100%

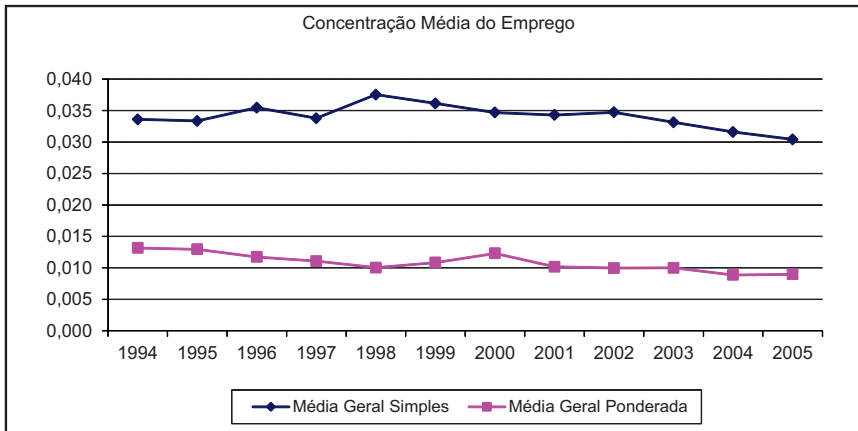
Fonte: RAIS/MTE.

A partir dos dados da RAIS identificada, que dispõe de informações sobre a localização, o número de empregados e suas características, e a classe de atividade de cada planta declarante, foi possível calcular, sob várias óticas, o índice gama de concentração para o período para os anos de 1994 a 2005.

A Figura 1 apresenta a evolução de médias nacionais para o índice de concentração do emprego formal. Para cada agrupamento constante de classes CNAE o índice foi calculado ano a ano, utilizando-se uma base também constante de áreas mínimas comuns dos municípios. A média simples do índice das classes CNAE indica uma tendência de leve crescimento da concentração regional do emprego formal no período 1994-1998, com uma tendência de redução da concentração a partir de 1998.

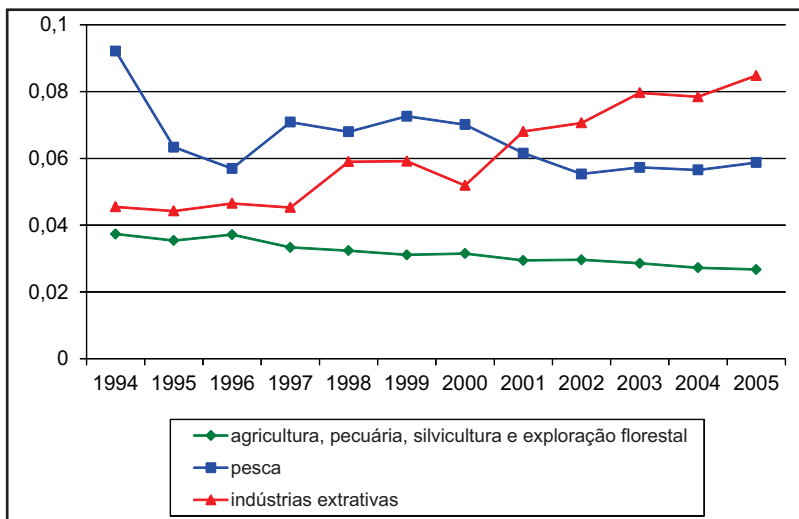
A tendência de redução da concentração fica reforçada quando se pondera o índice de cada atividade econômica pela sua participação no emprego total no país. Nesse caso, apesar de um ligeiro aumento nos anos de 1999 e 2000, verifica-se uma tendência de redução da concentração do emprego formal ao longo do período. Além disso, a série da média ponderada apresenta valores menores do que a série da média simples, indicando que setores de atividade que empregam mais tendem a ser menos concentrados regionalmente do que atividades econômicas relativamente menos representativas no emprego total.

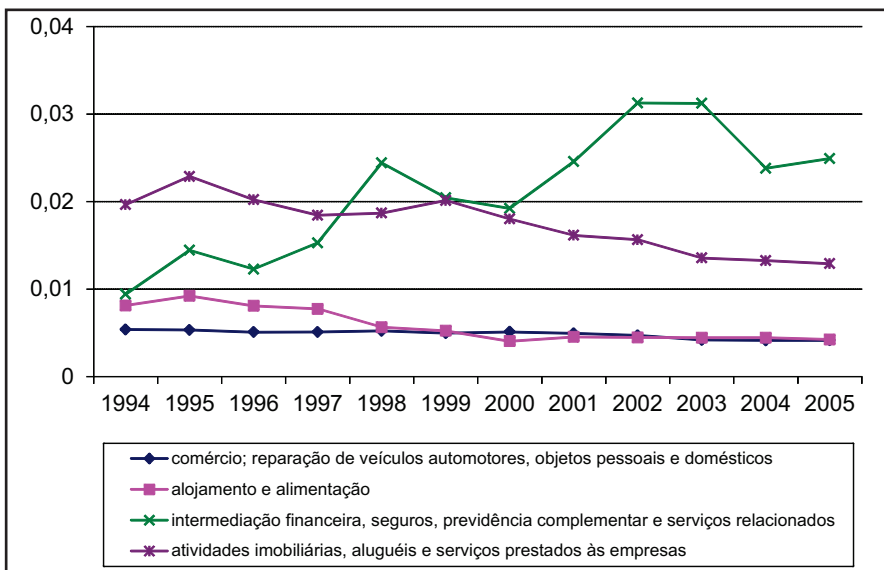
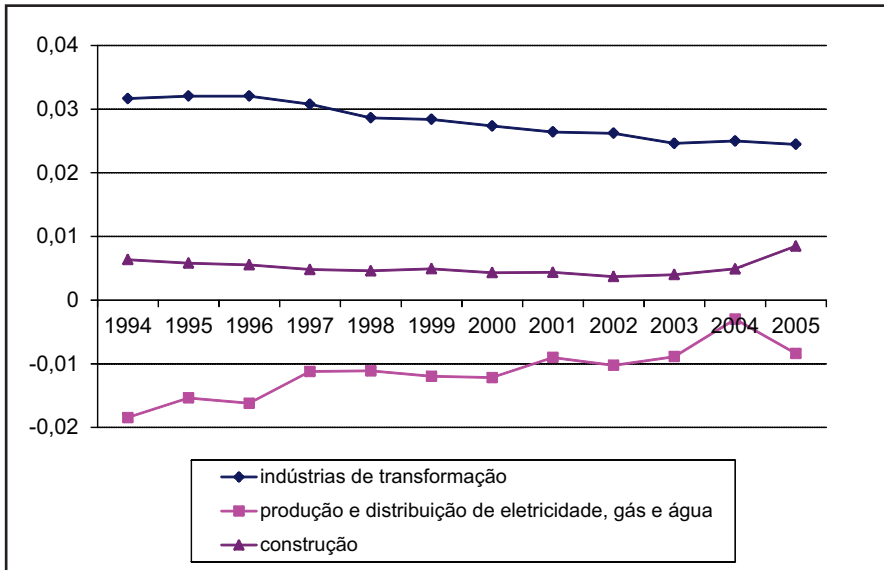
FIGURA 1
CONCENTRAÇÃO MÉDIA DO EMPREGO ENTRE 1994 E 2005

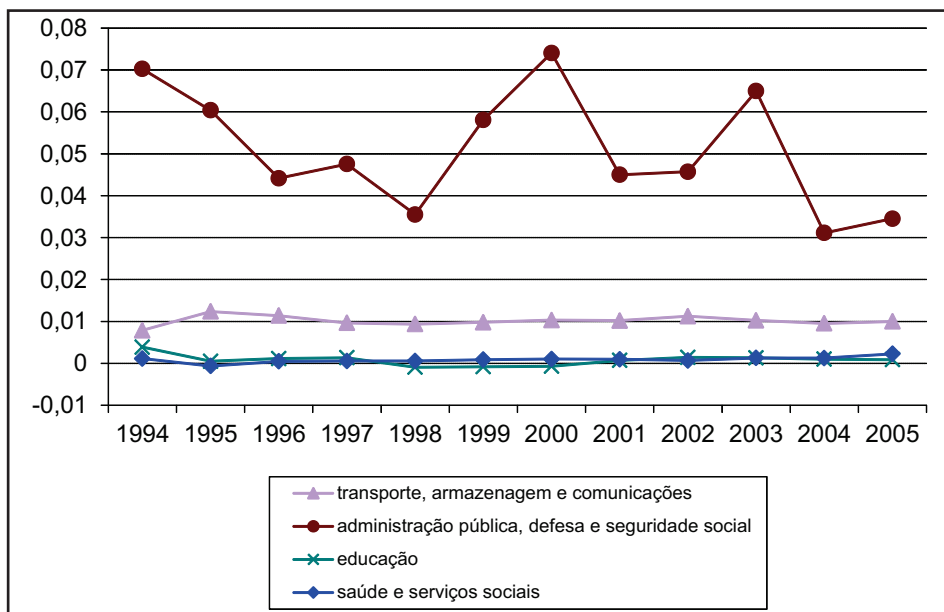


As médias ponderadas calculadas por seção da CNAE permitem distinguir as tendências das diferentes atividades econômicas em relação à tendência geral de redução da concentração do emprego (Figura 2). Atividades intimamente relacionadas à exploração de recursos naturais apresentam níveis relativamente mais elevados de concentração. Nesses casos, a atividade econômica tende a não seguir o padrão geral da atividade econômica, concentrando-se em municipalidades em que os recursos naturais estão presentes.

FIGURA 2
CONCENTRAÇÃO SETORIAL DO EMPREGO ENTRE 1994 E 2005







Assim, a pesca e as indústrias extrativas encontram-se entre os grupos de atividade com maior concentração média, medida por meio do índice gama. Enquanto a atividade da pesca encontra uma relativa estabilidade ao longo do período, as indústrias extrativas têm apresentado uma tendência de concentração crescente, principalmente a partir de 2001. Essa tendência deve-se principalmente a um grande aumento da concentração do emprego na CNAE 11100 – Extração de petróleo e gás natural – possivelmente devido a uma maior concentração espacial da produção petrolífera nos últimos anos.

Ainda entre as indústrias extrativas de maior participação no emprego total, as indústrias de extração e refino de sal e de extração de minério de ferro apresentaram tendência de concentração crescente, enquanto as indústrias de extração de pedra, areia e argila e de outros minerais não metálicos apresentaram tendência de redução do índice de concentração.

Entre as atividades agropecuárias, todos os principais setores geradores de emprego apresentaram tendência de redução dos níveis de concentração, como a produção mista de lavoura e pecuária, a criação de ovinos, e o cultivo de cana-de-açúcar. Um dos poucos setores dessa categoria que apresentou aumento de concentração foi o cultivo de fumo. Cabe ressaltar, no entanto, que o trabalho informal ainda é importante no emprego da agropecuária, bem como a ocorrência de falhas na declaração por parte das firmas. Assim, os índices encontrados para as

atividades agrícolas devem ser utilizados com cautela, pois apresentam, em alguns casos, variações bruscas nos índices de concentração de ano para ano.

A indústria de transformação apresenta uma redução das médias ponderadas do índice de concentração, seguindo estreitamente a tendência geral do emprego total. Isso deve-se a uma desconcentração entre todas as atividades mais importantes na geração de empregos da indústria, como a têxtil, a de calçados, a de móveis, as usinas de açúcar (as três últimas ainda bastante concentradas), a fabricação de peças e acessórios para veículos, e o desdobramento de madeira.

Na maior parte dos casos em que houve aumento da concentração industrial, a classe de atividade em questão apresentava um índice de concentração inicial bastante reduzido, permanecendo ainda relativamente desconcentrada ao fim de 2005 (e.g. a fabricação de produtos de padaria confeitaria e pastelaria). Além disso, muitas dessas atividades são pouco representativas do emprego industrial, como, por exemplo, a produção de sabões, sabonetes e detergentes e a produção de sorvetes, de modo que o aumento de concentração nelas verificado não trouxe impactos significativos para a média da indústria.

A atividade da construção apresentou níveis reduzidos de concentração, com uma leve, mas constante, tendência de redução entre 1994 e 2003, revertida em 2004 e 2005, anos nos quais se verificou um aumento da concentração. A produção e distribuição de eletricidade, gás e água é o setor de atividades com menor índice de concentração da economia. Para essas atividades o índice de concentração é negativo, ou seja, seu emprego é menos concentrado do que a média do emprego total.

O mesmo ocorre com setor de comércio e muitas das atividades de serviços. Os gráficos inferiores da Figura 2 mostram que muitos deles apresentam índices de concentração próximos de zero (sobretudo educação, saúde e serviços sociais), indicando que seu padrão de concentração segue de perto a distribuição do emprego total.

As atividades de alimentação e alojamento e as atividades imobiliárias, aluguel e outros serviços prestados às empresas apresentaram índices de concentração declinante. Em contrapartida, os serviços financeiros, que apresentavam índices baixos em 1994, se destacam por uma tendência de grande concentração. Esse movimento pode estar relacionado com a grande reestruturação do sistema bancário verificada na década de 1990.

Por fim, a Figura 2 mostra também uma grande concentração da administração pública. Nesse grupo as atividades de apoio à administração pública, e de regulação das atividades sociais e culturais são as que apresentam maior concentração espacial, enquanto que justiça, segurança e ordem pública apresentam índices próximos de zero, indicando uma distribuição espacial próxima à da média do emprego total.

A Tabela 3 mostra uma desagregação por divisão (2 dígitos) da CNAE, ordenados de acordo com índices médios decrescentes do índice de concentração. Pode-se observar uma predominância, entre os setores mais concentrados, das atividades em que são importantes: a distribuição dos recursos naturais (extrativas, agropecuárias, transporte marítimo), a densidade populacional (atividades financeiras ou de seguros), e políticas regionais de benefício tributário (fabricação de eletrônicos e de aparelhos de comunicações).

As atividades de comércio, alimentação, transporte, comunicações e os serviços sociais apresentam-se pouco concentrados, pois, como já salientado, tendem a se localizar de forma semelhante à distribuição média da atividade econômica.

Para cada atividade econômica, foi também calculada a tendência do índice de concentração, por meio de uma regressão linear simples dos pontos formados pelos índices de concentração da atividade entre 1994 e 2005. A inclinação da linha de regressão indica se houve, no período, uma tendência de crescimento ou de redução do índice. É importante ressaltar que, em muitos casos, o índice apresenta uma grande flutuação ao longo do tempo. Assim, a tendência linear deve ser vista como uma aproximação bastante simplificada.

Do ponto de vista agregado, não se identifica uma correlação entre a concentração média e a tendência, ao longo do período 1994-2005, do índice. Isto é, não é possível afirmar que setores mais concentrados são aqueles que apresentaram maior tendência, por exemplo, de se desconcentrar ao longo do período, ou, ao contrário, uma tendência de se concentrar ainda mais.

TABELA 3
CONCENTRAÇÃO MÉDIA 1994-2005, POR DIVISÃO (2 DÍGITOS) DA CNAE (EM ORDEM
DECRESCENTE DO ÍNDICE MÉDIO DE CONCENTRAÇÃO)

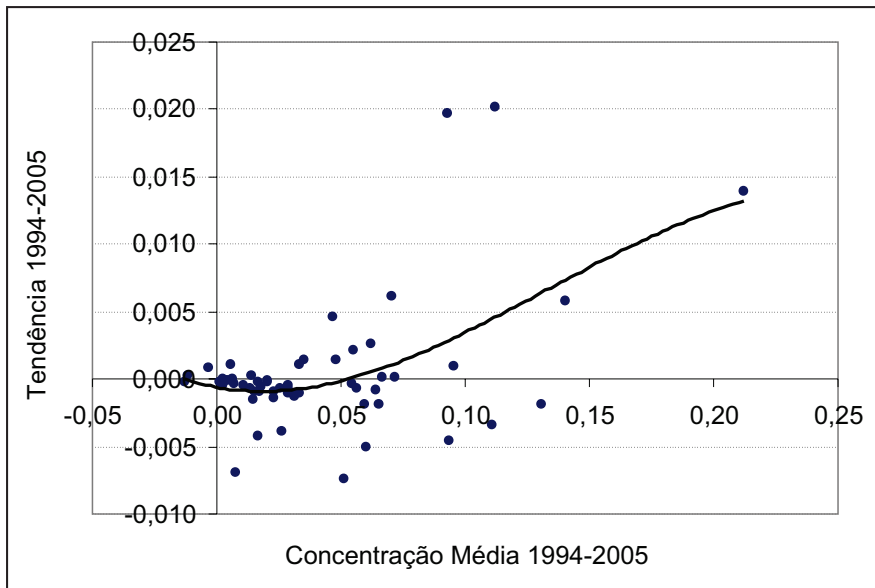
Cód.	Descrição da Divisão CNAE	Média
11	Extração de petróleo e serviços relacionados	0,2121
32	Fabr. de material eletrônico e de aparelhos e equip. de comunicações	0,1402
61	Transporte aquaviário	0,1309
99	Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais	0,1120
35	Fabr. de outros equipamentos de transporte	0,1107
10	Extração de carvão mineral	0,0954
23	Fabr. de coque, refino de petróleo, elaboração de comb. nucleares e prod. de álcool	0,0938
67	Atividades auxiliares da intermediação financeira, seguros e previdência complementar	0,0930
33	Fabr. de equip. médico-hospit., de precisão, ópticos, p/ automação, cronôm. e relógios	0,0719
65	Intermediação financeira	0,0705
13	Extração de minerais metálicos	0,0669
05	Pesca, aquicultura e serviços relacionados	0,0653
01	Agricultura, pecuária e serviços relacionados	0,0638
66	Seguros e previdência complementar	0,0624
75	Administração pública, defesa e seguridade social	0,0602
34	Fabr. e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	0,0597
19	Preparação de couros e fabr. de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	0,0564
62	Transporte aéreo	0,0552
22	Edição, impressão e reprod. de gravações	0,0543
30	Fabr. de máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,0516
14	Extração de minerais não metálicos	0,0481
16	Fabr. de produtos do fumo	0,0465
24	Fabr. de produtos químicos	0,0351
29	Fabr. de máquinas e equipamentos	0,0335
63	Atividades anexas e auxiliares dos transportes e agências de viagem	0,0334
74	Serviços prestados principalmente às empresas	0,0316
36	Fabr. de móveis e indústrias diversas	0,0315
27	Metalurgia básica	0,0291
02	Silvicultura, exploração florestal e serviços relacionados	0,0291

26	Fabr. de produtos de minerais não metálicos	0,0289
31	Fabr. de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,0288
72	Atividades de informática e serviços relacionados	0,0260
17	Fabr. de produtos têxteis	0,0258
92	Atividades recreativas, culturais e desportivas	0,0234
15	Fabr. de produtos alimentícios e bebidas	0,0232
20	Fabr. de produtos de madeira	0,0206
51	Comércio por atacado e representantes comerciais e agentes do comércio	0,0205
28	Fabr. de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos	0,0177
21	Fabr. de celulose, papel e produtos de papel	0,0175
73	Pesquisa e desenvolvimento	0,0167
37	Reciclagem	0,0166
70	Atividades imobiliárias	0,0155
18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,0148
25	Fabr. de artigos de borracha e plástico	0,0138
71	Aluguel de veículos, máq. e equip. sem condutores e de obj. pess. e domésticos	0,0134
45	Construção	0,0111
40	Eletricidade, gás e água quente	0,0078
55	Alojamento e alimentação	0,0068
60	Transporte terrestre	0,0064
95	Serviços domésticos	0,0057
52	Comércio varejista e reparação de objetos pessoais e domésticos	0,0044
50	Com. e repar. de veíc. automotores e motocicletas; e comércio a varejo de combust.	0,0036
85	Saúde e serviços sociais	0,0025
91	Atividades associativas	0,0024
80	Educação	0,0016
64	Correio e telecomunicações	-0,0033
41	Captação, tratamento e distribuição de água	-0,0115
90	Limpeza urbana e esgoto e atividades relacionadas	-0,0130

Isso é demonstrado na Figura 3, que apresenta a média do índice de concentração em relação à tendência observada para o índice ao longo do período, calculada para cada divisão (2 dígitos) da CNAE. Apenas para alguns setores com concentração média mais elevada houve a predominância um crescimento ainda maior da concentração. No entanto, percebe-se que o fenômeno é bastante

heterogêneo e que, para a grande maioria das divisões da CNAE, não se pode dizer que haja uma correlação significativa entre o nível médio de concentração e sua tendência ao longo do período.

FIGURA 3
TENDÊNCIA *VERSUS* MÉDIA DO ÍNDICE DE CONCENTRAÇÃO DO EMPREGO



Entre os setores que apresentaram maior tendência de concentração estão algumas atividades de extração (petróleo, carvão mineral e minerais não metálicos), de intermediação financeira, seguros e previdência, de eletricidade e gás, e a fabricação de material eletrônico e de comunicação.

Os setores que apresentaram uma maior tendência de redução da concentração espacial do emprego formal compreendem as atividades de refino de petróleo, produção de álcool e combustíveis, a administração pública e a seguridade social, agricultura e pecuária, pesca e aquicultura, produtos do fumo, o transporte aquaviário, os serviços de informática e produção de equipamentos para escritório e de informática, além da fabricação de equipamentos de transporte.

3.1. Índices regionais

O índice de concentração foi também calculado para cada região do país, de modo a explicitar as diferenças em relação à tendência nacional. A Figura 4 mostra que todas as cinco grandes regiões acompanham a tendência de redução da concentração do emprego, verificada nacionalmente. As Regiões Norte e Centro-

Oeste, que apresentam maior concentração no emprego, foram aquelas em que mais se verificou uma tendência de desconcentração. Na Região Norte a maior redução se deu entre 1995 e 1999, enquanto a Região Centro-Oeste apresentou uma tendência de desconcentração entre 1999 e 2005.

No caso do índice regional, como cada região é considerada isoladamente, o total do emprego é o total regional. Assim, uma queda nos índices de concentração mostra uma convergência das diferentes atividades presentes nos municípios para o padrão de concentração médio presente de sua região. Isto é, não é possível inferir, a partir da convergência dos índices regionais, que as diferentes regiões estejam convergindo para um mesmo padrão de concentração do emprego. A Figura 4 apenas indica que, para cada região, considerada isoladamente, as atividades econômicas dos municípios vêm se aproximando do padrão de concentração médio verificado na região como um todo. As diferenças entre as regiões ainda persistem, como mostra a Tabela 2, já comentada.

Isso pode ser exemplificado pela Figura 5, que mostra os diferentes níveis de concentração, para cada região, do emprego apenas da indústria de transformação. Observa-se que, apesar da redução do índice geral de concentração em cada uma das regiões, a indústria de transformação ainda é muito concentrada, em relação ao emprego total, na Região Norte. Já na Região Sudeste, por exemplo, a indústria de transformação apresenta índices de concentração médios bastante baixos.

FIGURA 4
CONCENTRAÇÃO MÉDIA DO EMPREGO POR GRANDE REGIÃO

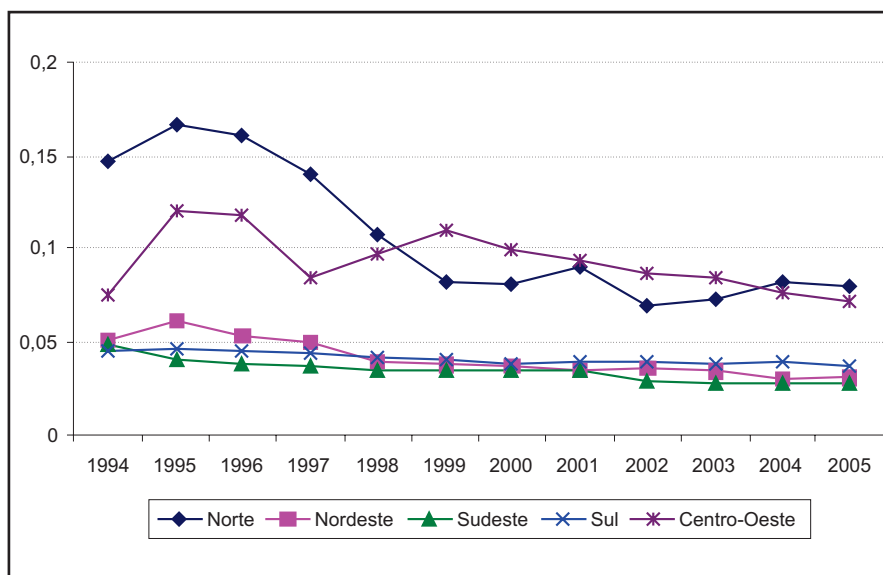
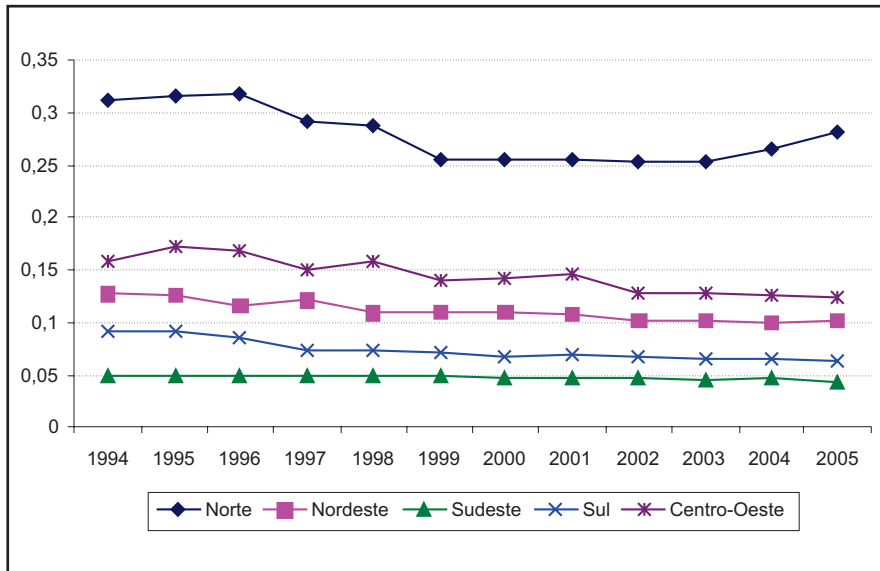


FIGURA 5
CONCENTRAÇÃO DO EMPREGO INDUSTRIAL POR GRANDE REGIÃO



Os gráficos da Figura 6 mostram o cálculo, para a indústria de transformação, para cada um dos Estados da Federação³. O Estado de São Paulo é aquele em que o emprego industrial mais se aproxima da distribuição geral do emprego, indicando uma maior capilaridade municipal da estrutura industrial, em relação à atividade econômica em geral no Estado. Em todas as regiões há também estados nos quais a indústria se apresenta pouco concentrada, se bem que em níveis superiores à concentração verificada em São Paulo. É o caso dos Estados do Rio de Janeiro e Minas Gerais no Sudeste; de todos os estados das Regiões Sul e Centro-Oeste; de Roraima, Acre e Pará na Região Norte; e de Alagoas e Pernambuco na Região Nordeste.

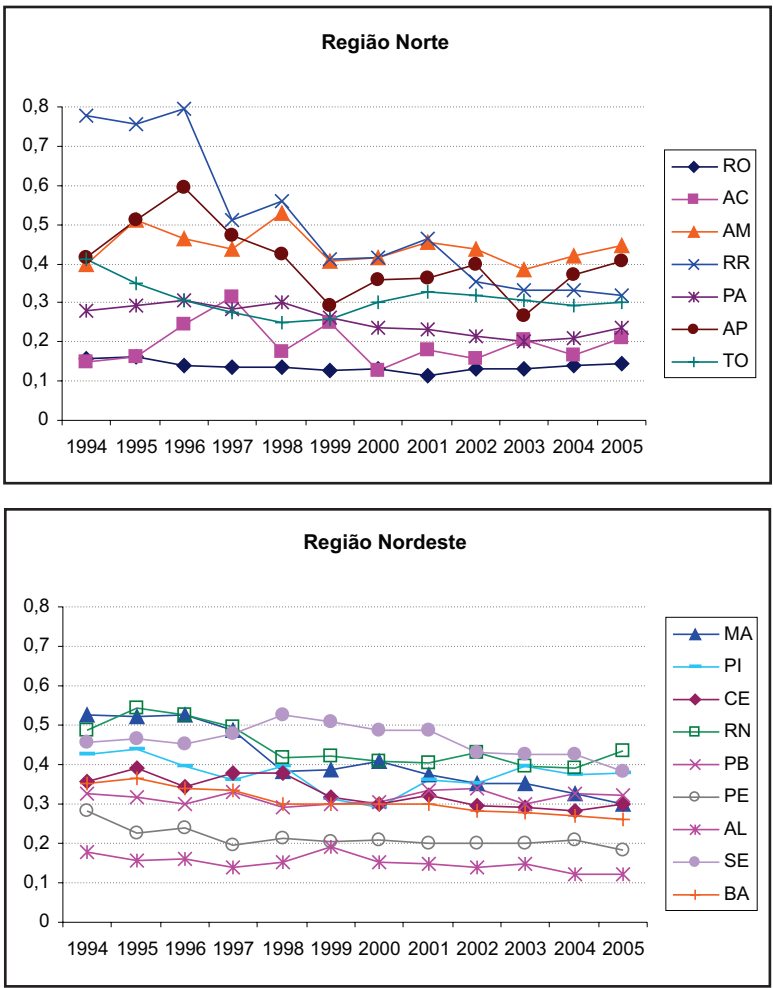
Uma vez mais, é importante ressaltar que índices similares em dois estados quaisquer não indicam uma estrutura industrial semelhante e tampouco uma concentração absoluta similar da indústria. Indicam, apenas, que a indústria nesses estados se concentra em grau semelhante relativamente à composição setorial do emprego específica a cada um desses estados.

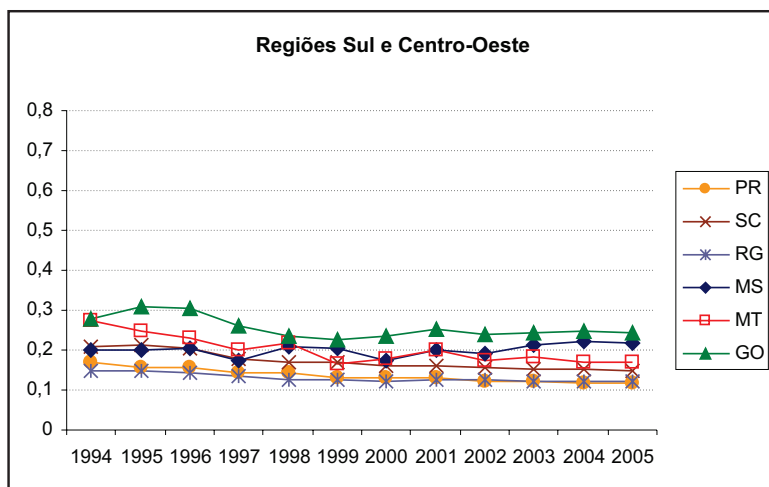
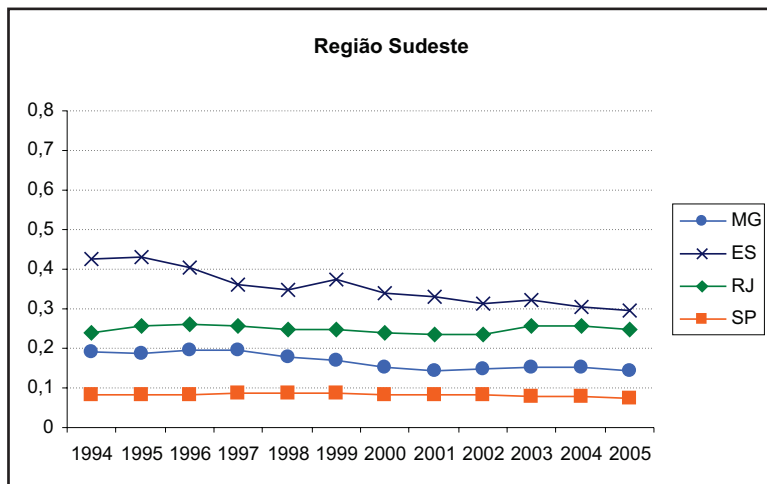
As informações constantes da RAIS precisam também ser analisadas com cuidado quando se adota um grau de desagregação estadual. Muitas empresas deixaram de declarar suas informações de emprego na RAIS em alguns anos, mas continuaram claramente em operação. Essas empresas apresentam emprego em dezembro de um

³ Não é possível calcular o índice de concentração para o Distrito Federal isoladamente, pois o IBGE e, portanto, a RAIS agregam esta Unidade da Federação como um único município.

ano, desaparecem da base no ano seguinte e, em janeiro do terceiro ano, voltam a apresentar empregados com meses de experiência que indicam que a empresa não deixou de operar no ano em esteve ausente da série. Conforme explicitado no anexo sobre o tratamento dos dados, buscou-se preencher essas lacunas por meio de imputações, que utilizaram as informações de cada empresa e empregado das séries. No entanto, algumas lacunas persistem, ocasionando flutuações provavelmente artificiais no emprego e, portanto, nos índices de concentração de alguns estados, em particular daqueles com menor emprego total.

FIGURA 6
EVOLUÇÃO DA CONCENTRAÇÃO MÉDIA POR ESTADO DO EMPREGO NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO





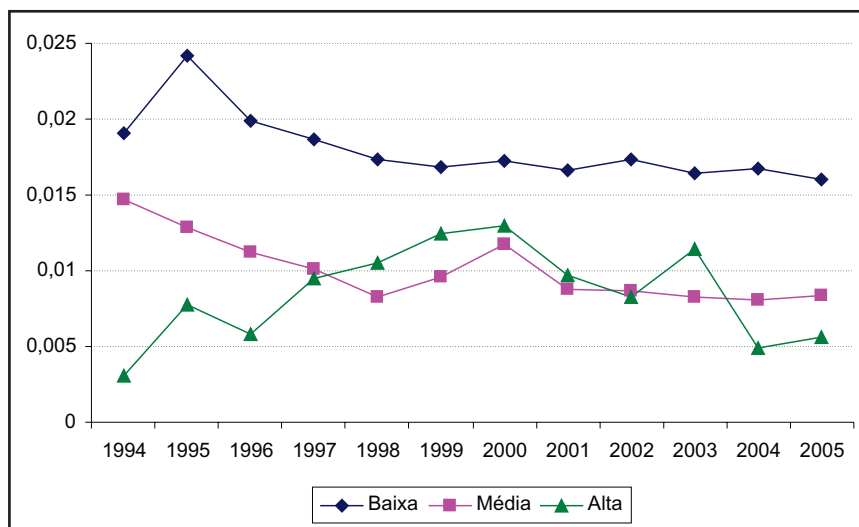
3.2. A qualificação da mão de obra

É também possível, com as informações disponíveis na RAIS, analisar a evolução do índice de concentração por nível de qualificação da mão de obra. Os trabalhadores com até oito anos de escolaridade foram classificados como de baixa qualificação; aqueles com algum ensino médio, incompleto ou não, foram classificados como de qualificação média; e os trabalhadores com algum tipo de educação superior foram classificados como de alta qualificação.

Assim, os mesmos cálculos médios e por região foram refeitos, para cada uma das três categorias de qualificação. Para uma adequada comparação dos

resultados, é importante lembrar que o índice de concentração mede os desvios do emprego em cada atividade em relação às médias do emprego da categoria de qualificação em questão, em cada unidade geográfica. A Figura 7 mostra a evolução da média nacional do índice de concentração, por qualificação da mão de obra.

FIGURA 7
EVOLUÇÃO DA CONCENTRAÇÃO MÉDIA POR NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO DA MÃO DE OBRA



O índice de concentração no emprego de trabalhadores com qualificação alta apresenta mais instabilidade, com uma tendência de crescimento da concentração entre 1994 e 2000, que aparentemente se reverteu desde então. Os autores Ellison e Glaeser (op. cit.) conceberam seu índice como um indicador da presença dos diferentes tipos de externalidades positivas que podem levar empresas a se localizar em uma mesma unidade geográfica. Os autores afirmam, no entanto, ser difícil identificar, a partir dos índices, qual o tipo de externalidade responsável pela concentração; se, por exemplo, gerada por vantagens naturais ou por externalidades tecnológicas.

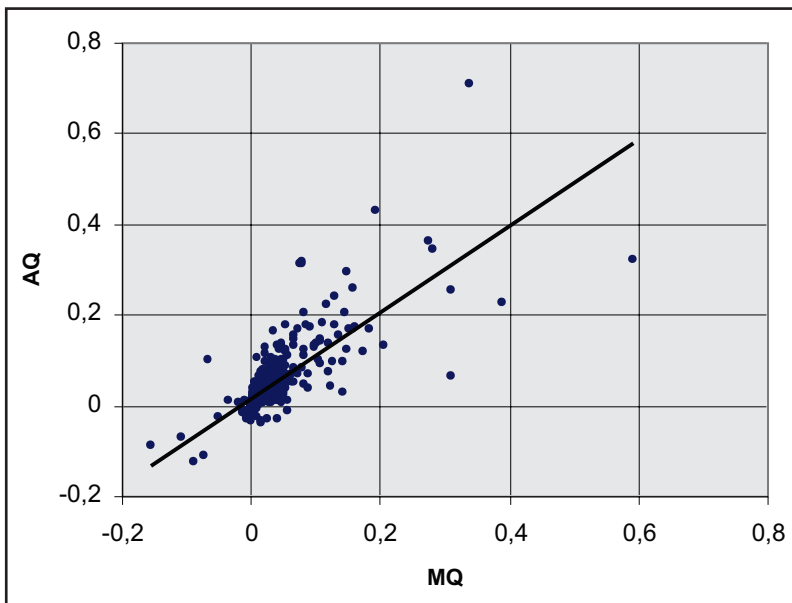
Como as externalidades tecnológicas tendem a estar mais presentes em setores de atividade intensivos em mão de obra mais qualificada, uma tendência de maior concentração desse tipo de mão de obra poderia indicar um aumento de aglomerações locais intensivas em inovações tecnológicas que geram externalidades. Para o Brasil, no entanto, a concentração da mão de obra qualificada não apresenta uma tendência clara e é também menor do que os índices de concentração das demais categorias de mão de obra. Isto é, no caso brasileiro, a concentração regional é mais predominante em setores intensivos em mão de obra menos qualificada.

Isso pode estar associado a uma maior predominância de externalidades do tipo pecuniário, pois as externalidades tecnológicas tenderiam a levar a uma maior concentração em atividades econômicas de maior conteúdo tecnológico. No entanto, estudos adicionais e comparações com outros países são necessários para corroborar essa afirmação.

Além disso, há uma correlação positiva entre a média dos índices de concentração para diferentes níveis de qualificação de mão de obra. Isto é, atividades que têm um índice de concentração elevado para um tipo de mão de obra tendem a também apresentar índices elevados de concentração para os outros dois níveis de qualificação. Essa correlação é maior, porém, entre concentração da mão de obra de média e de alta qualificação, como mostra a Figura 8.

FIGURA 8

CORRELAÇÃO ENTRE OS ÍNDICES MÉDIOS DE CONCENTRAÇÃO, ENTRE 1994 E 2005, PARA MÃO DE OBRA DE MÉDIA (MQ) E ALTA (AQ) QUALIFICAÇÃO



Uma análise desagregada do índice por grupos CNAE (a três dígitos), no entanto, revela algumas semelhanças e diferenças importantes. A Tabela 4 mostra as 15 CNAEs com maior índice de concentração médio para cada nível de qualificação da mão de obra. Algumas atividades econômicas apresentam elevados índices de concentração para todos os tipos de utilização de mão de obra, tais como o transporte marítimo de longo curso, a fabricação de caminhões, ônibus e motocicletas, e as

coquerias. Nesses casos, constata-se que a indústria está concentrada espacialmente independentemente do fato de ser intensiva em mão de obra mais ou menos qualificada.

Já a construção de aeronaves e os serviços relacionados com a extração de petróleo e gás aparecem entre as 15 atividades de maior concentração, tanto para a mão de obra de alta qualificação quanto para a de média qualificação. O cultivo de fumo, por outro lado, aparece como atividade de grande concentração no uso de mão de obra de média e baixa qualificação, mas aparece entre as dez atividades menos concentradas na utilização de mão de obra de alta qualificação. Nesses casos, o índice de concentração parece refletir o grau de intensividade no uso de mão de obra de um determinado tipo de qualificação.

Outros exemplos de intensividade e alta concentração no uso de mão de obra de baixa qualificação são as atividades de extração de minério de alumínio, fabricação de explosivos, pesquisas de mercado e de opinião pública, e, curiosamente, a fabricação de computadores. Esta última atividade apresenta, no Brasil, um grau de concentração mediano na utilização da mão de obra de alta qualificação.

Do ponto de vista regional, os índices de concentração também apresentam diferentes padrões por tipo de qualificação de mão de obra. Para os trabalhadores de alta qualificação os índices médios regionais são muito parecidos, seguindo a tendência nacional de queda. Para os trabalhadores de baixa e média qualificação, no entanto, as Regiões Norte e Centro-Oeste apresentam índices muito mais elevados que as demais regiões, indicando a existência de municípios com grande concentração de trabalhadores com esse perfil nessas duas regiões.

TABELA 4
ATIVIDADES COM MAIOR ÍNDICE MÉDIO DE CONCENTRAÇÃO, POR NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO DA MÃO DE OBRA, NO PERÍODO 1994-2005

CNAE	Descrição da classe CNAE	Índice Médio
Qualificação Alta		
35319	Construção e montagem de aeronaves	0,7106
23108	Coquerias	0,4292
34207	Fabricação de caminhões e ônibus	0,3612
61123	Transporte marítimo de longo curso	0,3453
35912	Fabricação de motocicletas	0,3203
24414	Fabricação de fibras, fios, cabos e filamentos contínuos artificiais	0,3163
24120	Fabricação de intermediários para fertilizantes	0,3134

29726	Fabricação de equipamento bélico pesado	0,3113
75124	Regulação das atividades sociais e culturais	0,2948
65315	Bancos múltiplos (sem carteira comercial)	0,2603
11207	Atividades de serviços relacionados com a extração de petróleo e gás – exceto a prospecção realizada por terceiros	0,2553
61115	Transporte marítimo de cabotagem	0,2393
32301	Fabricação de aparelhos receptores de rádio e televisão e de reprodução, gravação ou amplificação de som e vídeo	0,2284
35114	Construção e reparação de embarcações e estruturas flutuantes	0,2216
34100	Fabricação de automóveis, camionetas e utilitários	0,2044
Qualificação Média		
35912	Fabricação de motocicletas	0,5912
01147	Cultivo de fumo	0,4764
32301	Fabricação de aparelhos receptores de rádio e televisão e de reprodução, gravação ou amplificação de som e vídeo	0,3898
35319	Construção e montagem de aeronaves	0,3378
11207	Atividades de serviços relacionados com a extração de petróleo e gás – exceto a prospecção realizada por terceiros	0,3107
33502	Fabricação de cronômetros e relógios	0,3098
61123	Transporte marítimo de longo curso	0,2807
34207	Fabricação de caminhões e ônibus	0,2745
22314	Reprodução de discos e fitas	0,2036
23108	Coquerias	0,1911
11100	Extração de petróleo e gás natural	0,1834
23302	Elaboração de combustíveis nucleares	0,1780
24210	Fabricação de produtos petroquímicos básicos	0,1744
22322	Reprodução de fitas de vídeos	0,1612
65315	Bancos múltiplos (sem carteira comercial)	0,1584
Qualificação Baixa		
01147	Cultivo de fumo	0,3887
61123	Transporte marítimo de longo curso	0,3479
35912	Fabricação de motocicletas	0,3031
34207	Fabricação de caminhões e ônibus	0,2723
13218	Extração de minério de alumínio	0,2662
24929	Fabricação de explosivos	0,2298

74136	Pesquisas de mercado e de opinião pública	0,2168
30210	Fabricação de computadores	0,2060
40207	Produção e distribuição de gás através de tubulações	0,1902
19321	Fabricação de tênis de qualquer material	0,1862
01341	Cultivo de uva	0,1697
27138	Produção de ferro-gusa	0,1656
93025	Cabeleireiros e outros tratamentos de beleza	0,1641
23108	Coquearias	0,1550
75132	Regulação das atividades econômicas	0,1523

4. Conclusões

O Brasil apresenta uma estrutura produtiva setorialmente diversificada e heterogênea do ponto de vista regional. O uso do índice gama de concentração, proposto por Ellison e Glaeser (1997), com base nos dados da RAIS identificada, entre 1994 e 2005, permite uma análise das tendências de concentração espacial do emprego, nas diferentes atividades econômicas e nas diferentes regiões do país.

Observa-se uma tendência de queda do índice médio nacional de concentração, o que indica que o padrão de distribuição espacial do emprego das atividades econômicas tem convergido para o padrão médio de localização do emprego. Confirmando as teorias sobre externalidades econômicas, atividades ligadas à presença de recursos naturais ou de infraestrutura (rios, portos, aeroportos), apresentam índices de concentração elevados, enquanto que atividades voltadas ao atendimento da população ou dos mercados finais (serviços sociais, comércio) apresentam índices de concentração baixos ou até negativos, pois acompanham a distribuição geral da atividade econômica.

Esses resultados são consistentes com os resultados setoriais encontrados para os EUA, no estudo original de Ellison e Glaeser (1997). Com relação à magnitude e à evolução dos índices de concentração média, os resultados aqui encontrados para o Brasil entre 1994 e 2005 apresentam-se também muito consistentes com os encontrados por Dumais et al. (2002) para a economia americana no período 1972-1992. Isso é particularmente verdade para as médias simples (Figura 1).

Em ambos os países as médias ponderadas são inferiores às médias simples, significando que setores de atividade que empregam mais tendem a ser menos concentrados que setores que empregam menos. No entanto, enquanto as médias ponderadas nos EUA são apenas ligeiramente inferiores às médias simples, no Brasil, a ponderação do índice pela participação da atividade no emprego reduz drasticamente o índice de concentração média. Isto é, no caso brasileiro os setores que

empregam mais são muito menos concentrados relativamente à média da atividade econômica do que no caso dos EUA.

Futuros estudos podem ser importantes para explicar esse fenômeno no Brasil. Uma possível explicação pode estar relacionada a uma menor diversificação das atividades econômicas locais no Brasil, relativamente aos EUA. Como o índice de concentração inclui uma soma dos quadrados dos desvios de cada atividade em relação ao emprego regional, $\sum_{r=1}^R (s_{ir} - s_r)^2$, conforme a equação (2), localidades em que há maior diversificação de atividades podem apresentar um maior valor à soma de desvios quadráticos. Isto é, mais atividades econômicas podem apresentar um padrão de emprego divergente do padrão local, aumentando, assim, o índice de concentração.

Do ponto de vista regional, as Regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste apresentam os maiores índices de concentração, indicando que a atividade econômica é distribuída de forma mais desigual dentro dessas regiões. Apesar da tendência de queda dos índices gerais em todo o país, a indústria de transformação apresenta uma relativa constância em todas as regiões, indicando que a redução verificada nos índices de concentração ocorreu nas demais atividades.

Os resultados mostram também uma maior concentração média no uso de mão de obra de menor qualificação. Como o índice de concentração de Elison e Glaeser mede os desvios em relação à média do emprego formal, a maior concentração da mão de obra de menos qualificada sugere que a existência de bolsões de mão de obra menos qualificada é mais frequente no país do que nas localidades em que há grandes concentrações de mão de obra de maior qualificação.

Isso pode significar que as externalidades tecnológicas sejam menos comuns como fonte de concentração da atividade econômica no Brasil do que as externalidades pecuniárias. Essas últimas envolvem, sobretudo, os ganhos de escala e a redução dos custos de transporte, bem como a proximidade com fontes de recursos naturais ou de infraestrutura.

5. Anexo – Tratamento dos dados

Os dados utilizados para o cálculo dos índices de concentração do emprego estavam disponíveis na RAIS identificada. Nessa base é possível identificar cada planta declarante e seus trabalhadores. Conforme o termo de cooperação firmado entre o IPEA e o Ministério do Trabalho e Emprego, são extraídos da base apenas os resultados que não permitam a identificação das firmas ou de seus empregados. Para cada ano, entre 1994 e 2005, calculou-se o número de trabalhadores empregados em dezembro, o município no qual se encontra a planta e sua classe de atividade econômica segundo a CNAE a cinco dígitos.

Para possibilitar o uso dos dados em painel, isto é, formar uma série comparável entre 1994 e 2005, algumas agregações dos dados foram necessárias. A CNAE foi introduzida na RAIS em 1994, mas a partir de 2001 o IBGE revisou a CNAE para a chamada versão 1.0, introduzindo novas classificações, fundindo outras e extinguindo algumas. Essa nova versão consta da RAIS desde 2002. Para que a comparação ano a ano fosse possível, foi utilizada a correspondência entre a CNAE e a CNAE 1.0, fornecida pelo IBGE, para a construção de categorias fixas ao longo dos anos. Como a correspondência não é do tipo um para um, algumas agregações foram necessárias. Partindo-se da CNAE 1.0 como base, as 564 classes da CNAE e as 581 classes da CNAE 1.0 foram agrupadas em 508 categorias constantes ao longo do período 1994-2005.

Similarmente, a base de municípios do Brasil tem sido alterada ao longo dos anos, com a criação de novas unidades municipais. Para tornar as unidades territoriais comparáveis ao longo do período analisado, as alterações ocorridas em 1997, 2001 e 2005 foram utilizadas na construção de áreas mínimas comuns (AMCs). Havia 4.974 municípios no ano de 1994 e 5.564 no ano de 2005, por exemplo. Foi possível a criação de 4.849 AMCs constantes ao longo do período, com base na malha municipal utilizada pelo IBGE em 1994. Com a utilização de AMCs, o emprego em qualquer município existente entre 1994 e 2005 foi atribuído a uma única AMC ao longo de todo o período.

Adicionalmente às questões relativas às alterações nos códigos dos municípios e dos setores de atividade, foi realizado um mapeamento das plantas industriais que deixaram de declarar suas informações de emprego para o Ministério do Trabalho e Emprego durante um ou dois anos consecutivos, voltando a declarar em anos posteriores. Em alguns casos foi possível identificar que a não declaração não foi decorrente de um fechamento temporário da empresa, mas de uma falha ou ausência de declaração, pois muitos funcionários permaneceram na empresa ao longo dos anos não declarados, de acordo com as informações de tempo de emprego e PIS fornecidos pelas próprias empresas.

A não declaração eventual de algumas empresas leva a uma flutuação muito grande e artificial do emprego total de alguns pequenos municípios ou classes CNAE. Para corrigir esse problema, foi criada uma base ampliada, que incorporou uma estimativa do emprego não declarado por empresas que desaparecem e reaparecem em anos seguintes na base de dados da RAIS. No caso de uma empresa que deixa de declarar por um ano, o número de funcionários já existentes em janeiro do ano posterior foi utilizado como estimativa do emprego em dezembro (mês imediatamente anterior) do ano em que a empresa deixou de declarar.

Para uma empresa que deixa de declarar por dois anos, o número de funcionários não demitidos em dezembro do ano anterior, o número de funcionários

existentes em janeiro do ano posterior e o número médio de funcionários nesses dois anos extremos foram utilizados para estimar o emprego em dezembro dos dois anos intermediários em que a empresa deixou de declarar.

Essas imputações não alteraram significativamente os índices ou as tendências gerais, mas suavizaram algumas flutuações existentes nos dados, sobretudo nos cálculos desagregados por Unidade da Federação.

6. Referências bibliográficas

- ANSELIN, L. (1995). Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
- ANSELIN, L. (2003). Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International Regional Science Review*, 26(2), 153-166.
- BROWN, M. C. (1994/5). Using gini-style indices to evaluate the spatial patterns of health practitioners: Theoretical considerations and an application based on alberta data. *Social Science & Medicine*, 38(9), 1243-1256.
- DIXIT, A. K., & STIGLITZ, J. E. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, 67(3), 297-308.
- DUMAIS, G., ELLISON, G., & GLAESER, E. L. (2002). Geographic concentration as a dynamic process. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 193-204.
- ELLISON, G., & GLAESER, E. L. (1997). Geographic concentration in U.S. manufacturing industries: A dartboard approach. *Journal of Political Economy*, 105(5), 889-927.
- FESER, E. J., & SWEENEY, S. H. (2000). A test for the coincident economic and spatial clustering of business enterprises. *Journal of Geographical Systems*, 2(4), 349-73.
- FUJITA, M., & THISSE, J. (2002). *Economics of agglomeration : Cities, industrial location, and regional growth*. Cambridge, U.K. ; New York: Cambridge University Press.
- HOOVER, E. M., Jr. (1936). The measurement of industrial localization. *The Review of Economic Statistics*, 18(4), 162-171.
- KRUGMAN, P. R. (1991a). *Geography and trade*. Leuven: Leuven University Press.
- KRUGMAN, P. R. (1991b). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.
- MARKUSEN, A. (1996). Sticky places in slippery space: A typology of industrial districts. *Economic Geography*, 72(3), 293-313.
- ROSENTHAL, S. S., & Strange, W. C. (2001). The determinants of agglomeration, *Journal of Urban Economics*, 50(2), 191-229.
- SCITOVSKY, T. (1954). Two concepts of external economies. *The Journal of Political Economy*, 62(2), 143-151.

- SUZIGAN, W., FURTADO, J., GARCIA, R., & SAMPAIO, Sérgio E. K. (2003). Coeficientes de gini locacionais (GL): Aplicação à indústria de calçados do Estado de São Paulo. *Nova Economia*, 13(2), 39-60.
- VENABLES, A. J. (1996). Equilibrium locations of vertically linked industries. *International Economic Review*, 37(2), 341-359.
- WOLFE, D. A., & GERTLER, M. S. (2004). Clusters from the inside and out: Local dynamics and global linkages. *Urban Studies*, 41(5-6), 1071-1093.

AVALIANDO EXPLICAÇÕES ALTERNATIVAS SOBRE O AUMENTO DA DEMANDA POR TRABALHO QUALIFICADO NA INDÚSTRIA NO BRASIL, 1997-2003^{1*}

Eduardo Pontual Ribeiro²
Paulo de Andrade Jacinto³
Gilson Geraldino Silva Jr⁴

1. Introdução

A manutenção de um patamar mínimo de crescimento econômico, nos últimos anos, tem impulsionado o mercado de trabalho com a expansão do número de empregados e a redução das taxas de desemprego das regiões metropolitanas. Todavia, essa expansão dá mostras de que houve um tratamento diferenciado dos trabalhadores. Para uma simples ilustração, a proporção de trabalhadores com menor qualificação no emprego total vem caindo tanto em números de trabalhadores ocupados como em termos de massa salarial, desde meados da década de 1990. No caso da indústria de transformação, os trabalhadores mais qualificados passaram a ser a categoria mais importante em 2003, passando de menos de 30% dos empregados formais em 1996 para cerca de 40% dos empregados em 2003. Já os trabalhadores menos qualificados tiveram redução de mais de 15 pontos percentuais, chegando a menos de 30% do emprego industrial em 2003.

Explicações para essa queda assimétrica podem ser obtidas por meio de um modelo usual de demanda por trabalho segundo vários fatores (HAMERMESH, 1993). O primeiro fator pode estar relacionado ao aumento dos custos relativos da mão de obra menos qualificada. Já o segundo, por um aumento na produção, desde que a elasticidade produto por tipo de trabalhador seja diferenciada, isto é, uma tecnologia de produção não neutra (heterotética), ao passo que o terceiro fator considera as mudanças tecnológicas que induzem à substituição de trabalhadores menos qualificados em relação a trabalhadores mais qualificados, em geral complementares à tecnologia (MACHIN, 2001). Evidentemente, os fatores agem de modo simultâneo, porém busca-se uma análise condicional (*ceteris paribus*) para identificar melhor a relevância e direção dos efeitos de cada fator.

1 *Agradecemos a Eric Jardim, Leandro Correia e Mariana Chaves pelo apoio computacional, e a João de Negri e Danilo Coelho pelo apoio institucional. A presente versão do texto se beneficiou de comentários dos participantes dos workshops do IPEA. Este texto é um trabalho de pesquisa científica individual, não representando, necessariamente, a opinião das instituições dos autores ou do IPEA.

2 Professor do Instituto de Economia da UFRJ e pesquisador do CNPq.

3 Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS e Pesquisador do CNPq.

4 Professor da Universidade Católica de Brasília (UCB).

Com relação ao primeiro fator, Barros, Foguel e Ulyssea (2007) confirmaram a existência de uma tendência de aumento dos retornos à escolaridade (uma medida de preço relativo) dos mais qualificados e uma queda nos retornos à escolaridade dos menos qualificados cuja origem data dos anos 80 (GREEN, DICKERSON e ARBACHE, 2001). Esse aumento dos retornos dos trabalhadores mais qualificados sugere um aumento dos salários relativos dos mais qualificados em relação aos menos qualificados. Contraditoriamente, para elasticidade-salário da demanda por trabalho usual, esse resultado de preços relativos levaria a uma queda na proporção de trabalhadores qualificados. Dessa forma, os outros fatores citados acima têm de estar influenciando a demanda por trabalho⁵.

A hipótese de aumentos de produção viesados para demanda de trabalhadores qualificados ainda não foi avaliada na literatura. Conceitualmente, a elasticidade-produto da demanda por tipo de trabalho apenas diferencia-se entre tipos se a tecnologia for não homotética⁶. Sosin e Fairchild (1984) sugerem que para a indústria da América Latina a hipótese de heteroteticidade não pode ser descartada em um contexto de substituição constante entre capital e trabalho. Assim, pode ser que o aumento da produção em cada setor esteja induzindo a substituição dos trabalhadores qualificados.

Por fim, a hipótese de mudança tecnológica como uma indutora do aumento da proporção dos mais qualificados, seja no emprego ou na massa salarial, foi confirmada nos trabalhos de DeFerranti et al (2002), Menezes-Filho e Rodrigues Jr. (2003) e Giovanetti e Menezes-Filho (2006) para a indústria. Mesmo que as medidas *proxy* para mudança tecnológica tenham efeitos positivos sobre o emprego qualificado em relação ao não qualificado, a questão de política envolve avaliar a importância relativa desses efeitos.

As estimativas para elasticidades-salário, produto e salário cruzadas para diferentes categorias de trabalhadores tornam possível avaliar os efeitos das mudanças nas ofertas relativas de trabalhadores, o efeito de aumento de custos de trabalho e expansão da produção, além de servirem de insumo para modelos de equilíbrio geral computável. Na literatura nacional sobre o tema, estimativas agregadas podem ser encontradas nos estudos de Gonzaga e Corseuil (2001) e Chahad et al. (2002). Porém, essas estimativas não são satisfatórias, pois, segundo Hamermesh (1993) e Hamermesh e Pfann (1996), as dinâmicas micro e macro são diferentes, tanto na grande evidência da literatura internacional ou na limitada evidência brasileira (JACINTO, 2006). Em adição, as estimativas agregadas não conseguem tratar da

5 Vários autores mostram que a maior parte do aumento da demanda relativa por qualificados deu-se dentro de setores (em geral definidos a dois ou três dígitos), o que sugere que mudanças setoriais de produto, induzidas, por exemplo, pela abertura econômica, não seriam uma causa relevante para explicar o comportamento do emprego dos não qualificados (De Ferranti et al.2002; Menezes-Filho e Rodrigues, 2003 e outros).

6 Segundo e.g. Varian (1992) ou Hamermesh (1993), seja uma empresa que minimiza custos. Sua função custos é definida como $C(w_1, \dots, w_n, y)$. Pelo lema de Shephard, $x_i = dC/dw_i$. Se a tecnologia for homotética pode-se escrever a função custos como $C(w_1, \dots, w_n, y) = c(w_1, \dots, w_n)k(y)$. Com isso a elasticidade-produto será igual para todos os insumos,.

questão do progresso técnico de modo apropriado (veja a tentativa indireta de Batista et al 2002) e supõem formas funcionais homotéticas para um tipo de trabalhador apenas.

Essas estimativas podem ser empregadas na orientação de políticas e de outros estudos. Por exemplo, se identificado que o trabalho pouco qualificado apresenta alta elasticidade-preço, as políticas de recuperação do salário real desses trabalhadores podem gerar uma redução na demanda pelas empresas. Se identificado que as curvas de demanda por emprego para os trabalhadores mais qualificados são mais inelásticas, o previsto aumento da oferta de trabalhadores qualificados pode estar associado a reduções fortes dos salários desses trabalhadores. Se identificado que a elasticidade-produto dos trabalhadores mais qualificados é maior do que a elasticidade-produto de trabalhadores menos qualificados, a retomada de um processo vigoroso de crescimento econômico pode gerar uma pressão por requalificação destes últimos, pois a demanda pode crescer abaixo do esperado para eles.

Assim, o objetivo do presente trabalho é contribuir para a análise da demanda por qualificação no Brasil, calculando e analisando as elasticidades emprego-salário, emprego-produto e elasticidades-substituição para três diferentes grupos de trabalhadores, segundo a sua qualificação para a indústria. Três explicações alternativas para o aumento do emprego qualificado em detrimento do emprego menos qualificado serão avaliadas: progresso técnico não neutro; tecnologia não neutra (não homoteticidade) e elasticidades-salários. O estudo toma proveito de uma rica e única base de dados emparelhados de empresa e trabalhadores (*matched employer-employee data*) para o período de 1996-2003, unindo diferentes bases de dados (RAIS/MTE, e PIA e PINTEC/IBGE).

Além dessa breve introdução, o presente capítulo possui outras cinco seções. A próxima apresenta uma descrição dos dados e evolução do emprego segundo a qualificação. A terceira faz uma análise exploratória com o uso da decomposição da variação no emprego em componentes intra e entre firmas. A seção quarta apresenta as estimativas das elasticidades. A seção final agrupa as conclusões e considerações finais.

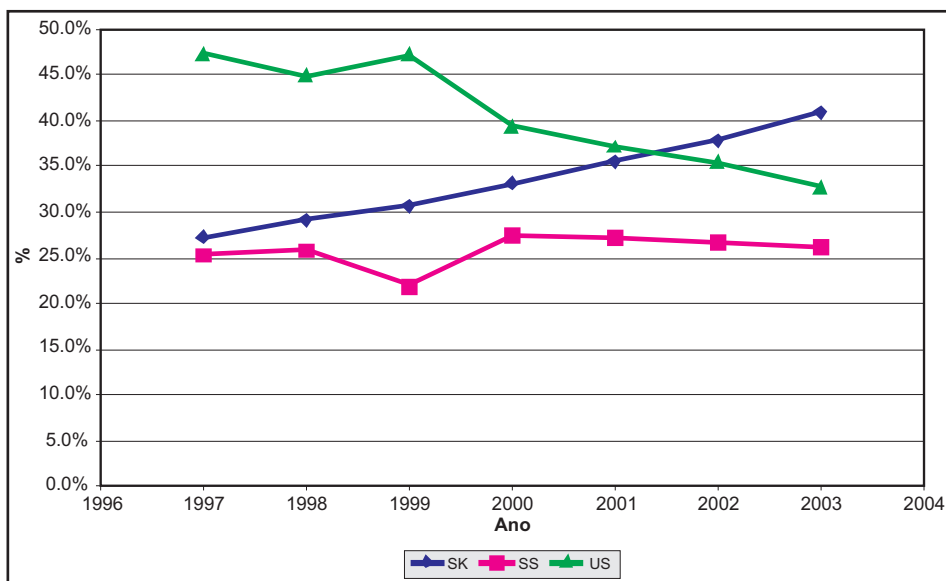
2. Evolução do emprego segundo a qualificação

Para dar suporte às análises é importante descrever a principal característica observada no mercado de trabalho brasileiro relacionada ao emprego nos últimos anos. Primeiro faz-se necessário definir os critérios empregados na definição dos grupos de educação. Os trabalhadores entre zero e sete anos de estudos são classificados como aqueles com baixa qualificação (não qualificados, *unskilled* ou *US*), aqueles com 8ª série e segundo grau completo são considerados como de média qualificação (semiquilificados, *semiskilled* ou *SS*) e aqueles com nível superior

e ensino universitário foram classificados como de alta qualificação (qualificados, *skilled ou SK*).

A diferença desse recorte em relação a alguns estudos no Brasil que empregaram como *proxy* de qualificação anos de estudo, entre os quais citamos o de Menezes-Filho e Giovanetti (2006), é que o critério aqui utilizado incluiu, entre os trabalhadores não qualificados, aqueles com ensino fundamental incompleto, ao invés de considerar apenas os que obtiveram até a 4ª série. Esse procedimento pode ser justificado pelo aumento efetivo do grupo com escolaridade maior (entre 4ª e 7ª série) nos últimos anos e do forte *efeito-diploma* identificado na literatura de modelos de rendimentos (GONZAGA e REIS, 1998, e RAMOS e VIEIRA, 1997) para o Brasil.

FIGURA 1
PARCELAS DO EMPREGO TOTAL POR NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO NO PERÍODO DE 1997-2003



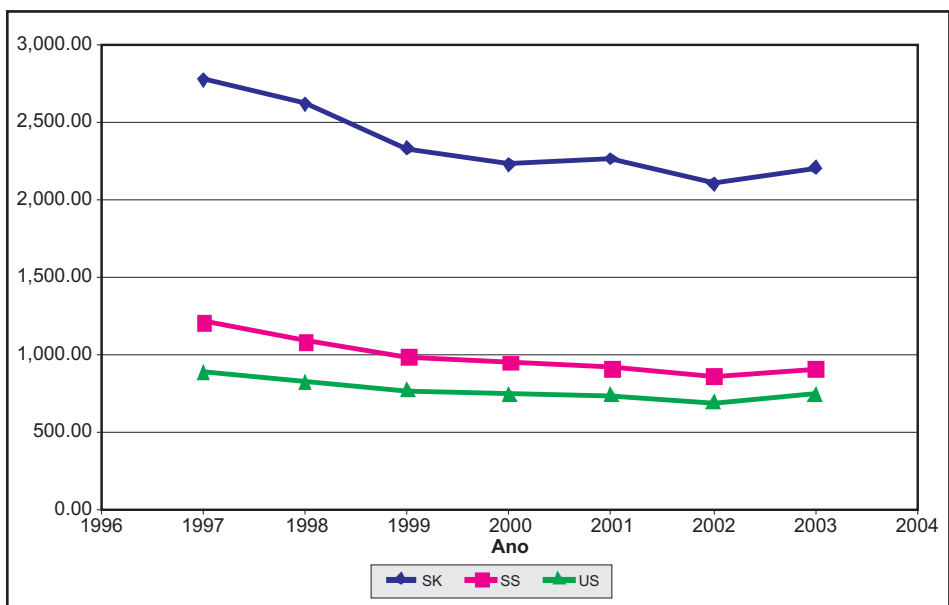
Fonte: Tabela A1.

A Figura 1 (ou na Tabela A1 nos Anexos) mostra a evolução da parcela do emprego total por nível de qualificação na indústria no período de 1996-2003. Observa-se que a proporção de trabalhadores com baixa qualificação (*US*) vem caindo ao longo de todo o período, ao passo que a dos trabalhadores com alta qualificação (*SK*) e média qualificação (*SS*) apresenta um comportamento no sentido oposto. Chama a atenção o fato de que, se compararmos a composição dos trabalhadores em 1996 com a do ano de 2003, há uma inversão de posições entre a proporção de

trabalhadores com alta qualificação e baixa qualificação, em que o primeiro grupo ultrapassa o segundo.

Um modelo de demanda por trabalho pode explicar esse comportamento de diferentes formas. A primeira estaria relacionada a um aumento dos custos relativos da mão de obra com menos qualificação. Ou seja, comparativamente, o trabalhador com alta (e com média qualificação) teria os seus custos reduzidos em relação ao custo do trabalhador com baixa qualificação. A segunda contempla as elasticidades-produto. Com elasticidades diferenciadas segundo o tipo de trabalhador, aumentos no produto levariam a diferentes aumentos na demanda por trabalho. A terceira, a complementaridade ou substitutibilidade com capital dos tipos de trabalhadores. Isto é, empresas que investissem mais reduziriam o número relativo de empregados menos qualificados. A quarta, de modo similar à terceira justificativa, passa pelas mudanças tecnológicas que induzem uma substituição de trabalhadores menos qualificados em relação aos trabalhadores mais qualificados, em geral complementares à tecnologia (ver Berman, Bound e Griliches, 1994, e Machin, 2001). Sem dúvida são quatro aspectos importantes, cujo desfecho leva à substituição de trabalhadores com baixa qualificação por trabalhadores com média e alta qualificação.

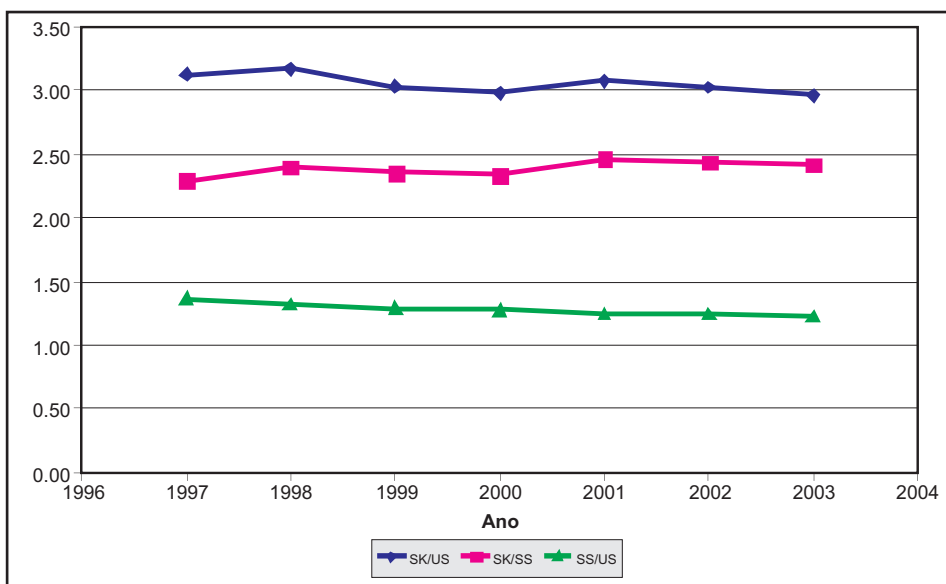
FIGURA 2
EVOLUÇÃO DOS SALÁRIOS MÉDIOS NA INDÚSTRIA, POR QUALIFICAÇÃO (ESCOLARIDADE)



Fonte: cálculos dos autores baseados em dados primários da RAIS, PIA e PINTEC.

Vale mencionar que essas explicações vieram do lado da demanda. O lado da oferta tem papel importante, já que tem influência no comportamento dos salários médios relativos por tipo de trabalhador na economia. De fato, desde meados dos anos 1990, houve um aumento na oferta relativa de trabalhadores com alta qualificação com relação aos de média e baixa qualificação. De acordo com o IBGE⁷, a proporção de pessoas com 25 anos ou mais com alta e média qualificação aumentou de 9 para 12,5% e de 23,8 para 32,9% do total de pessoas. Já a proporção de pessoas com 25 anos ou mais com baixa qualificação caiu 13 pontos percentuais, passando a 54,1% das pessoas com 25 anos ou mais. A interação entre oferta e demanda efetivamente levou a uma queda nos salários mais forte para os mais qualificados, como pode ser observado na Figura 2. O impacto desse aumento na oferta relativa veio na forma de uma queda significativa dos salários médios na indústria. Por sua vez, os salários médios *relativos* na indústria se mantiveram quase constantes, com uma ligeira queda para o relativo de qualificados em relação aos não qualificados, como visto na Figura 3. *A priori*, considerando cada empresa como tomadora de preços no mercado de trabalho, a queda nos salários médios relativos permitiu à firma substituir trabalhadores menos qualificados pelos mais qualificados.

FIGURA 3
EVOLUÇÃO DOS SALÁRIOS RELATIVOS NA INDÚSTRIA POR QUALIFICAÇÃO
(ESCOLARIDADE)



Fonte: cálculos dos autores baseados em dados primários da RAIS, PIA e PINTEC.

O fato estilizado descrito pela Figura 1 tem sido objeto de alguns estudos no Brasil. Destacam-se os trabalhos de Menezes-Filho e Rodrigues Jr. (2003) e Giovanetti e Menezes-Filho (2006) que apresentaram conclusões favoráveis ao papel das mudanças tecnológicas como indutoras do aumento relativo na demanda por trabalho mais qualificado. Contudo, os trabalhos não consideraram, em pé de igualdade metodológica ou em suas considerações dos resultados, outras razões para explicar o comportamento da demanda por emprego. Por exemplo, Giovanetti e Menezes-Filho (2006), como dito anteriormente, reconhecem que os salários relativos dos mais qualificados caíram, mas não exploram a importância desse fator. Antes de avaliar, tanto de forma heurística como por meio de modelos condicionais, os determinantes do aumento do emprego qualificado, passamos à descrição os dados.

3. Dados

A análise a ser realizada neste trabalho explora de modo intenso a possibilidade de dados emparelhados de empresas e trabalhadores (*matched employer-employee data*) disponibilizados a partir dos bancos de dados mantidos pela DISET/IPEA. A base de dados que será objeto de análise é construída a partir de quatro diferentes fontes: Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE, Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego, Pesquisa Industrial de Inovação Tecnológica (PINTEC) e Secretaria do Comércio Exterior (SECEX). A principal vantagem de usar esses bancos de dados de forma conjunta reside na possibilidade de uma análise desagregada em nível de firma, contribuindo para uma melhor qualidade dos resultados encontrados, controlando por efeitos composição presente em estudos setoriais.

A partir da RAIS de 1996 a 2003 é possível obter o perfil educacional dos trabalhadores e medidas detalhadas de salários pagos por classe de educação das empresas inquiridas nas pesquisas do IBGE. A partir da PIA, pode-se extrair informações para as variáveis de produto, custos e investimentos (que permite construir uma estimativa do estoque de capital). A partir da PINTEC de 2000, obtêm-se variáveis como gasto em pesquisa e desenvolvimento (P&D) interno pelas firmas, seja na forma de compra ou produção de P&D, além de uma variável qualitativa sobre inovação das firmas, sendo considerada a firma que promoveu algum tipo de inovação em 2000 em relação às firmas que não inovaram em nada. Por fim, dos dados da SECEX de 1998 a 2002, compilaram-se informações se a firma teve atividade de exportação ou não.

O procedimento adotado na montagem da base de dados leva em conta as particularidades de cada fonte⁸. As informações individualizadas dos trabalhadores

⁸ A manipulação dos dados brutos é de inteira responsabilidade dos autores, incluindo escolhas metodológicas e de seleção de variáveis, apesar de ter contado com as valorosas sugestões dos técnicos do IPEA.

oriundas da RAIS sobre os trabalhadores permitem conhecer a empresa na qual eles se encontram empregados ano a ano. As demais bases, a PIA, PINTEC e SECEX também apresentam suas informações em nível de firma. Dessa forma, a agregação das informações da RAIS para o nível de firmas ano a ano e o cruzamento com os dados da PIA permitiram obter a base de dados emparelhada de empresa e trabalhadores utilizada no presente trabalho.

Em relação ao cruzamento de bases e a construção das variáveis, algumas considerações merecem ser destacadas. A primeira, como não poderia ser diferente, diz respeito à RAIS. O uso dessa base se deve em grande parte pela necessidade de se fazer uma análise em que se emprega a variável educação como *proxy* de qualificação. Nesse sentido, como foi apresentado anteriormente, optou-se por definir como trabalhadores com baixa qualificação aqueles que se encontravam entre zero e três anos de escolaridade mais os entre quatro e sete anos de estudos; por trabalhadores com média qualificação aqueles com oitava série e segundo grau completo e, por fim, como trabalhadores com alta qualificação aqueles que possuíam nível superior e ensino universitário.

A segunda consideração está relacionada à variável de estoque de capital. Vale mencionar que a partir da PIA de 1995 as informações a respeito de estoque de capital passaram a não ser mais reportadas, constando apenas informações sobre o fluxo de capital, isto é, aquisições, vendas, baixas e depreciação. Como para a presente análise as informações sobre estoque de capital são necessárias, optou-se por uma solução que já se tornou comum na literatura, que consiste em usar a metodologia do inventário perpétuo, apresentada por Young (1995) e outros. Ou seja, a partir de uma série de fluxo – nesse caso a série de investimentos – mais a hipótese de uma taxa de crescimento e depreciação desses investimentos constantes ao longo do tempo, construiu-se uma série de estoque de capital. É importante ressaltar que foi considerada nessa construção uma taxa de depreciação de 15%, seguindo Mello (2003) que, empregando o mesmo procedimento para três taxas de depreciação (10%, 15% e 20%), obteve qualitativamente o mesmo resultado. Para o estoque de capital inicial, considera-se que a depreciação é, em média, 20% do estoque de capital para uma empresa, no período⁹.

4. Análise exploratória por meio de decomposições

Para explicar a expressiva queda na proporção de trabalhadores com baixa qualificação *via-a-vis* o aumento do uso dos trabalhadores com alta qualificação, pesquisadores têm recorrido à hipótese de mudança tecnológica como indutora do aumento da proporção dos mais qualificados, *i.e.* *Skill Biased Technological Change*

⁹ Alternativamente, o estoque de capital inicial foi medido como a média dos investimentos em todo o período. Os resultados nas regressões tendem a ser piores (coeficiente do capital não significativo) quando usamos essa opção.

(SBTC). Se de fato isso é verdade, provavelmente estariam ocorrendo alterações na composição da demanda por trabalho qualificada dentro dos setores e em cada empresa ao invés de mudanças setoriais e de mudanças relativas nas importâncias dos tipos de empresas.

A decomposição popularizada (BERMAN, BOUND e GRILICHES, 1994) pode ser útil para avaliar o aumento no emprego relativo de qualificados e mostrar se isso está acontecendo ou não por algum efeito composição. Para esses autores, essa decomposição traz indícios de que a demanda por qualificação segue a hipótese da mudança tecnológica como indutora do aumento da proporção dos mais qualificados, se a variação na fração dos trabalhadores qualificados no emprego total estiver concentrada na variação intrafirma. Dessa forma, temos a predominância de um efeito substituição dentro da firma entre trabalhadores qualificados e menos qualificados.

Em contrapartida, se a maior parte da variação da importância relativa dos qualificados se deu no componente *between*, tem-se que as empresas não mudaram suas estruturas ocupacionais, mas aquelas empresas com proporcionalmente mais trabalhadores qualificados cresceram em importância na economia, sendo isso interpretado como um efeito composição. O aumento do tamanho como um todo de empresas sugere efeitos de demanda por produto na empresa, que poderia ser motivado por competição externa (abertura comercial) ou por outros choques de demanda por produto que aumentam o emprego total, sem alterar as proporções por tipo de trabalhador nas empresas¹⁰.

A Tabela 1 apresenta a decomposição intra e entrefirmas da variação no emprego relativo por nível de qualificação, entre 1996 e 2003, para os trabalhadores com alta, média e baixa qualificação. Considerando a primeira linha da tabela, temos que a participação dos trabalhadores com alta qualificação cresceu 8,69% entre 1996 e 2003¹¹. Mantendo constante a importância relativa de cada empresa no emprego total, o termo *intra* da decomposição indica que a parcela dos qualificados no emprego total aumentou quase 10%. Por fim, as firmas que empregam trabalho qualificado mais intensamente reduziram a sua participação no total do emprego, apresentando uma variação entrefirma negativa de -1,30%. Para os qualificados, a importância do termo *intra* para explicar o resultado total indica que o efeito composição teve pouca importância e que o aumento de trabalho qualificado se deu com substituição de trabalhadores nas empresas, principalmente.

Para os trabalhadores com média qualificação a variação no emprego total também foi positiva, mas pequena (0,75%). Essa variação foi, assim como no caso

¹⁰ Como no caso da discussão de DeFerranti et al (2002).

¹¹ Os valores agregados diferem, pois aqui empregamos uma subamostra da RAIS, referente a empresas entrevistadas pela PIA que estavam no estrato certo, tinham pelo menos um trabalhador em cada nível de escolaridade e valores não nulos de depreciação. São as empresas que foram empregadas nas regressões da próxima seção. Os resultados qualitativos das decomposições, disponíveis com os autores, não mudam se a amostra total é empregada.

dos trabalhadores qualificados, em grande parte, resultado do aumento na fração de trabalhadores com média qualificação em cada empresa (1,39%), já que as firmas que empregam esse trabalhador mais intensamente apresentaram uma queda na sua importância no emprego total de -0,64%.

Como esperado¹², a parcela relativa dos trabalhadores com baixa qualificação apresentou uma queda de -9,44% no período de 1996 a 2003. Como pode ser visto, a maior parte dessa queda se deu com base em variações intrafirma, cuja magnitude atingiu -8.10. O efeito *entre* reforçou essa queda, com uma variação negativa de -1,35%.

TABELA 1

DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DO EMPREGO RELATIVO POR QUALIFICAÇÃO NA ECONOMIA, 1996-2003

	Total	Intra	Entre
Alta Qualificação	8.69	9.99	-1.30
Média Qualificação	0.75	1.39	-0.64
Baixa Qualificação	-9.44	-8.10	-1.35

Fonte: cálculos dos autores baseados em dados primários da RAIS, PIA e PINTEC e eq.(1).

As evidências a partir desses resultados para as três categorias de trabalhadores mostram que o aumento no emprego dos trabalhadores mais qualificados (e a queda do emprego relativo com baixa qualificação) ocorreu dentro das firmas, sugerindo que a hipótese de mudança tecnológica (SBTC) deve ser considerada responsável pelo aumento na participação do grupo de trabalhadores mais qualificados. Esse resultado não é inédito, já que evidências favoráveis a essa hipótese foram observadas, por exemplo, em Menezes-Filho e Rodrigues (2007).

Uma limitação dessa interpretação está na falta de controle de outras fontes de variação do emprego relativo em cada empresa. Como foi mencionado anteriormente, há fatores específicos de cada firma que podem justificar o aumento do emprego qualificado de modo relativo, como a complementaridade capital-emprego qualificado (HAMERMESH, 1993) e tecnologia não homotética (Sosin e FAIRCHILD, 1984). Para isolar de modo preliminar o efeito das variações da demanda que são específicos de cada empresa, propõe-se uma extensão da decomposição de Berman, Bound e Griliches (1994), em que as empresas são agregadas com base no comportamento de seu produto. A formalização dessa nova decomposição encontra-se nos Anexos.

¹² O leitor atento pode perceber que a soma vertical dos valores da coluna TOTAL tem de ser zero, pois trabalhamos com mudanças na proporção relativa de trabalhadores por qualificação, na economia como um todo. Isso não é requerido para as colunas *within* e *between* individualmente.

A Tabela 2 mostra essa nova decomposição. A parte superior da tabela apresenta os resultados para empresas com aumento de produção e a parte inferior, para empresas com diminuição de valor agregado. Como esperado, o emprego cai em todos os níveis de qualificação quando o produto varia negativamente, pois, teoricamente, espera-se uma elasticidade-produto positiva.

TABELA 2

DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DO EMPREGO RELATIVO POR QUALIFICAÇÃO NA ECONOMIA PARA EMPRESAS COM EXPANSÃO E QUEDA NA PRODUÇÃO: 1996-2003

$(\Delta y > 0)$	Total	Intra	Entre
Alta Qualificação	13.57	8.73	4.84
Média Qualificação	7.77	3.61	4.17
Baixa Qualificação	5.54	-0.32	5.87

$(\Delta y < 0)$	Total	Intra	Entre
Alta Qualificação	-4.88	1.26	-6.14
Média Qualificação	-7.02	-2.22	-4.81
Baixa Qualificação	-14.98	-7.77	-7.21

Fonte: cálculos dos autores baseados em dados primários da RAIS, PIA e PINTEC.

Todavia, saltam aos olhos as diferenças em magnitude dos movimentos. Na parte inferior da tabela, a redução do emprego com alta qualificação é quase três vezes menor que a verificada no emprego com baixa qualificação. A queda no emprego total do grupo de trabalhadores com alta qualificação de -4,88%, pode ser atribuída às mudanças nos tamanhos das firmas (efeito composição), já que a variação intrafirma foi positiva (1,26%). Para o grupo de trabalhadores com baixa qualificação, a decomposição mostra que quase metade da queda observada deveu-se a variações intra (7,77%), ao passo que o restante 7,21% foi devido a variações entrefirmas. Esse resultado aponta a possibilidade de elasticidades-produto não homogêneas entre os diferentes grupos de trabalhadores.

A avaliação mantém-se quando analisamos empresas que experimentaram aumentos do produto, olhando a parte superior da tabela: o aumento do peso relativo de trabalhadores qualificados foi maior do que a de não qualificados e esse aumento foi verificado principalmente dentro das firmas (intrafirma). O efeito entrefirma é similar em todos os grupos de escolaridade.

No geral, os resultados da Tabela 2 apontam para um comportamento diferenciado das firmas. Com choques negativos de rentabilidade, os trabalhadores menos qualificados são mais afetados e, quando há choques positivos, os trabalhadores mais qualificados são mais beneficiados, indicando forte efeito substituição de trabalhadores. Esse efeito poderia ser gerado por elasticidades-produto diferenciadas entre tipos de trabalhadores. A explicação alternativa de SBTC pode também ser válida, sob a condição de que as empresas que expandiram o valor agregado foram as que investiram mais em tecnologia. Ou seja, os resultados acima adquirem uma maior relevância ao obtermos indícios de que a demanda por trabalhadores qualificados também responde a variações no produto, sugerindo que as mudanças tecnológicas indutoras da demanda por qualificados podem estar contando apenas parte das variações dessa demanda.

Para completar a análise de decomposições, avalia-se o comportamento dos salários médios por empresa e por tipo de qualificação. Aplica-se a mesma decomposição acima, porém, ao invés de usar emprego, estamos olhando o salário médio (massa salarial dividida pelo número de trabalhadores na categoria) de cada tipo de trabalhador.

A Tabela 3 mostra nos seus três painéis, primeiro, as variações para todas as empresas e, em segundo e terceiro lugares, as variações de salários (em R\$ constantes) para as empresas com queda e com aumento no valor agregado, respectivamente. Seguindo a informação da Figura 2, observa-se na coluna Total do primeiro painel que os salários médios caíram para as três categorias de trabalhadores, sendo que a queda mais expressiva ocorreu para os trabalhadores mais qualificados (-R\$ 517,04). Uma possível explicação para esse fato está relacionada ao aumento da oferta relativa dos trabalhadores com alta qualificação, comentada acima (Tabela A2). Aqui os efeitos *intra* e *entre* andam na mesma direção para explicar o que ocorreu com o salário médio de cada grupo de trabalhadores. A importância relativa de cada fator muda entre os tipos de trabalhadores, sendo equitativa para os mais qualificados e com maior importância para o efeito *entre* quanto menor a qualificação dos trabalhadores.

Quando analisamos o segundo e terceiro painéis da Tabela 3, vemos que há algum tipo de interação ou não linearidade entre valor agregado e salários, como em um modelo de *profit sharing* ou barganha salarial, pois os salários médios aumentam nas empresas com crescimento de salário agregado e caem em empresas com reduções na criação de excedente. Assim como na totalidade das empresas, nas decomposições por tendência do valor agregado, os efeitos *intra* e *entre* se reforçam.

TABELA 3
DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DO SALÁRIO MÉDIO POR QUALIFICAÇÃO NA
ECONOMIA, PARA EMPRESAS COM EXPANSÃO E QUEDA NA PRODUÇÃO, 1996-2003

TODAS	Total	Intra	Entre
Alta Qualificação	-517.04	-244.41	-272.64
Média Qualificação	-227.67	-76.70	-150.97
Baixa Qualificação	-130.22	-14.35	-115.87

($\Delta y < 0$)	Total	Intra	Entre
Alta Qualificação	-759.87	-302.57	-457.31
Média Qualificação	-357.46	-132.05	-225.42
Baixa Qualificação	-243.98	-82.46	-161.52

($\Delta y > 0$)	Total	Intra	Entre
Alta Qualificação	242.83	58.16	184.67
Média Qualificação	129.79	55.35	74.45
Baixa Qualificação	113.76	68.11	45.65

Fonte: cálculos dos autores baseados em dados primários da RAIS e PIA.

Os resultados das decomposições sugerem, assim como em outros trabalhos, que o movimento de aumento do emprego qualificado deu-se dentro das empresas, não sendo determinado por uma mudança relativa na importância das empresas que empregam mais trabalhadores qualificados. Os mesmos resultados também sugerem que a mudança tecnológica não pode ser a única ou, no mínimo, a principal fonte desse aumento relativo do trabalho qualificado no Brasil entre 1996 e 2003. Outros efeitos, como variações de produto, necessitam ser estudados em mais detalhes, controlando de modo efetivo por outros fatores, como variações de preços relativos e características não observadas (fixas) das empresas. Esse tipo de análise levar-se-á a cabo na próxima seção, na especificação e estimativa do modelo de demanda por trabalho e cálculo das elasticidades.

5. Demanda por trabalho: estimativas de elasticidades emprego-salário e emprego-produto para a indústria brasileira

Antes de passarmos para as estimativas, cabe fazer algumas considerações. O referencial teórico para especificação de modelos de demanda por trabalho segue a literatura internacional (HAMERMESH, 1993). Supõe-se uma empresa minimizadora de custos em um problema de escolha estático (ou com altos custos de ajustes intertemporais) e especifica-se uma forma funcional para a tecnologia. A partir de uma função de custos variáveis, supondo capital como insumo fixo (ou separável), pelo lema de Shephard obtém-se uma função de demanda por trabalho.

Para a análise empírica, a função de produção e a demanda por emprego associada têm de incluir fatores relativos ao progresso técnico, potencialmente não neutro no sentido de Hicks e ser geral o suficiente para não impor separabilidade e/ou homoteticidade (MACHIN, 2001, BALTAGI e RICH, 2005 e vários outros). Sabe-se que as mudanças tecnológicas ou organizacionais devem impactar de forma significativa o grupo de trabalhadores não qualificados. Porém, se a tecnologia é não homotética, um aumento no produto altera a razão do uso dos insumos ou a intensidade do uso do fator capital. Por isso, empregamos uma forma funcional mais geral a partir de uma Translog que tem sido utilizada com muita frequência por sua flexibilidade (BERNDT, 1991) e por permitir testar para a hipótese de heteroteticidade.

Para testar a hipótese de heteroteticidade, primeiramente é necessário observar se o produto (ou o capital) afeta a demanda por qualificação (significância dos coeficientes $\alpha_{i,y}$ e $\alpha_{i,z}$). Em seguida, para ver se o produto é responsável pelo aumento relativo dos trabalhadores qualificados, em relação aos não qualificados, um teste para a *diferença* de elasticidades-produto entre os tipos de trabalhadores (isto é, teste de $\alpha_{sk,y} - \alpha_{us,y} = 0$, para o exemplo de qualificado e não qualificado) deve ser implementado. De modo similar, o teste pode ser feito para o efeito do capital ($\alpha_{sk,K} - \alpha_{us,K} = 0$).¹³

Para completar o conjunto de variáveis explicativas usuais para um modelo de demanda por trabalho como os salários, produto e capital, utilizam-se *proxies* para tecnologia (variável *Z*) que correspondem a uma *dummy* para firma inovadora (PINTEC), despesas com investimento em P&D (PINTEC); *dummies* de ano para captar os efeitos do SBTC, como em Baltagi e Rich (2005), e; uma medida de inserção externa representada por uma *dummy* para firma exportadora (SECEX) e uma *dummy* para firma importadora (SECEX).

13 Deve-se notar que não é possível, a partir da estimativa do sistema (6) que consta nos Anexos, obter as elasticidades-produto (ou capital), pois no sistema não estimam-se os coeficientes α_y e α_{yy} . Todavia, é possível avaliar a *diferença* das elasticidades-produto entre tipos de trabalhadores, pois estas envolvem os coeficientes $\alpha_{i,y}$ estimados.

A inclusão dessas variáveis contempla duas correntes que tentam explicar o comportamento declinante da demanda por trabalhadores com baixa qualificação, qual seja SBTC e a do aumento do comércio internacional (embora este último seja usado mais como controle do que como foco de nossa análise). Como a tecnologia é tratada através de *proxies*, avaliamos a robustez dos resultados a partir do uso de diferentes *proxies*.

A especificação é completada com a suposição da existência de efeitos fixos no tempo. A estimativa emprega o método padrão para esse tipo de literatura de *Seemingly Unrelated Regression Estimation (SURE)*, com as variáveis em primeiras-diferenças, com exceção das variáveis oriundas da PINTEC (investimento em P&D e *dummy* para firma inovadora) que entram em nível, uma vez que as informações disponíveis correspondem apenas ao ano de 2000. A principal justificativa para tal procedimento deve-se ao fato de o gasto em P&D medir o *fluxo* (médio) de investimento em conhecimento na empresa, representando a *variação* do estoque de tecnologia de uma empresa¹⁴. No que se refere aos possíveis erros de medida e à endogenia que existe entre salários e produto, empregaram-se variáveis instrumentais. Para tanto, consideraram-se a segunda e a terceira defasagens do salário, do produto e do capital como instrumentos na forma padrão de modelos com dados em painel.

A estimativa gera um grande número de parâmetros que têm de ser transformados para gerar elasticidades¹⁵. A partir das elasticidades pode-se avaliar qual tipo de emprego é mais elástico em relação a variações salariais, se há ou não complementaridade entre os trabalhadores por tipo de qualificação, se as elasticidades produto são diferenciadas por tipo de trabalho e se há complementaridade entre capital e qualificação. Com base em resultados anteriores da literatura, espera-se que os sinais das elasticidades-salários sejam negativos e que a magnitude seja menor quanto maior for o nível de qualificação, ao passo que para a elasticidade-salário cruzada o sinal pode ser positivo ou negativo, indicando se os tipos de trabalhos são substitutos ou complementares.

A tabela 4 apresenta as elasticidades obtidas com a estimativa do SURE para o sistema de equações, omitindo a equação para trabalhadores com baixa qualificação (já que $\sum_i S_i = 1$)¹⁶. Vale mencionar que inovação é representada por uma variável *Z*, que é uma variável *dummy* que iguala 1 se a firma inovou em produto ou em processo, seja para a empresa ou para o mercado (ver resultado da regressão na Tabela nos Anexos). A diagonal principal fornece as elasticidades-salários em relação à categoria que está sendo estimada, ao passo que fora dela temos a elasticidade-salário cruzada.

14 Em adição, na PINTEC a informação corresponde ao gasto médio no triênio 1999-2001.

15 Para facilitar a apresentação, concentramos a análise nas elasticidades e relegamos as estimativas completas dos coeficientes para o Anexo.

16 Os resultados são iguais qualitativamente e mudam muito pouco quantitativamente quando estimamos o sistema de equações (6) que se encontra nos Anexos, omitindo a equação para trabalhadores com média qualificação ao invés da exclusão da equação dos de menor qualificação. Por isso, iremos apresentar apenas os resultados, omitindo a equação dos trabalhadores menos qualificados.

Como podemos ver, as elasticidades-salários possuem os sinais de acordo com o esperado, são estatisticamente significativas, inelásticas e a demanda por trabalhadores com média qualificação é mais elástica em relação aos demais tipos de trabalhadores. Nota-se pelo sinal das elasticidades-salários cruzadas que os trabalhadores com alta qualificação são substitutos para os trabalhadores com média qualificação e vice-versa. Com relação a elasticidades-salários cruzadas entre trabalhadores com alta e baixa qualificação, o sinal indica complementaridade, porém elas não são estatisticamente significativas. Por sua vez, os grupos de trabalhadores com média e baixa qualificação são substitutos na produção.

TABELA 4

ELASTICIDADES-EMPREGO DA TRANSLOG PARA DIFERENTES GRUPOS DE QUALIFICAÇÃO E DUMMY DE INOVAÇÃO: PRIMEIRA-DIFERENÇA COM VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Emprego	Salários		
	Alta Qualificação	Média Qualificação	Baixa Qualificação
Alta Qualificação	-0,178	0,211	-0,033
	0.000	0.000	P(0.550)
Média Qualificação	0,110	-0,470	0,360
	P(0.030)	0.000	0.000
Baixa Qualificação	-0,027	0,245	-0,217
	P(0.552)	0.000	0.000

Fonte: PIA, PINTEC, SECEX, RAIS/MTE. Cálculos dos autores a partir das transformações dos dados obtidos nas fontes. Valores entre parênteses são p-valores.

A tabela 5 apresenta as elasticidades obtidas para o mesmo sistema de equações, mas no lugar da *dummy* para inovação utilizou-se a variável gasto em P&D como uma *proxy* para inovação, além de *dummies* para firma importadora e exportadora para captar a exposição externa (a tabela com os resultados da regressão encontra-se nos Anexos). O impacto nas elasticidades é mínimo, em geral na segunda casa decimal.

Ao comparar as tabelas 4 e 5, que usam *proxies* diferentes para tecnologia, observa-se que a forma de modelagem da tecnologia tem pouca influência nos resultados. Ao mesmo tempo, a significância dos resultados deixa claro que a simplificação defendida por Machin, Ryan e VanReenen(1998), de omissão das variáveis de salário por dificuldade de identificação, não se justificam, pelo menos para o caso brasileiro.

TABELA 5
ELASTICIDADES-EMPREGO DA TRANSLOG PARA DIFERENTES GRUPOS DE
QUALIFICAÇÃO E GASTO EM P&D: PRIMEIRA-DIFERENÇA COM VARIÁVEIS
INSTRUMENTAIS

Emprego	Salários		
	Alta Qualificação	Média Qualificação	Baixa Qualificação
Alta Qualificação	-0,166 P(0.001)	0,217 0.000	-0,051 P(0.413)
Média Qualificação	0,094 P(0.004)	-0,478 0.000	0.384 0.000
Baixa Qualificação	-0,042 P(0.413)	0,260 0.000	-0,217 0.000

Fonte: PIA, PINTEC, SECEX, RAIS/MTE. Cálculos dos autores a partir das transformações dos dados obtidos nas fontes. Valores entre parênteses são p-valores.

Embora tenha sido mencionado anteriormente que as elasticidades podem ser úteis na orientação de políticas de recuperação de salários, de ampliação da demanda por trabalho de uma das categorias ou, ainda, para sugerir a requalificação de um dos grupos de trabalhadores, a seguir vamos apresentar uma ilustração a partir das elasticidades-salários e elasticidades-salários cruzadas para três cenários, para não dizer situações, que permitem uma melhor compreensão dos impactos na demanda por qualificação, segundo variações nos salários de cada categoria de trabalhadores. Para tanto, vamos nos ater às elasticidades apresentadas na Tabela 4, uma vez que as demais elasticidades da Tabela 5 diferem apenas na segunda casa decimal.

Para elaborar o primeiro cenário, vamos considerar uma variação de 10% nos salários dos trabalhadores com alta qualificação, supondo constantes os salários para os trabalhadores das demais categorias. Ao supor que se trata de uma variação positiva, ou seja, aumentou o custo desse tipo de mão de obra, o resultado é uma queda de 1,78% na demanda por trabalhadores mais qualificados. Considerando que a elasticidade-salário cruzada entre trabalhadores com alta e média qualificação indica que esses dois tipos de trabalhadores são substitutos, essa queda seria acompanhada por um aumento de 2,11% na mão de obra com média qualificação.

No segundo cenário, os salários para os trabalhadores com alta e baixa qualificação manter-se-iam constantes, ocorrendo uma variação de 10% apenas para os salários dos trabalhadores com média qualificação. Nesse caso, essa variação, se fosse positiva, resultaria em uma queda de 4,7% na demanda por trabalhadores com

média qualificação. Por ser um insumo que guarda uma relação de substituição com os dois demais tipos de trabalho, a queda na demanda por trabalhadores com média qualificação seria compensada pela substituição de trabalhadores com alta qualificação e por trabalhadores com baixa qualificação, i.e. 1,1% e 3,6%, respectivamente.

Por fim, no terceiro cenário, a variação de 10% ocorreria nos salários dos trabalhadores com baixa qualificação, mantendo os demais salários constantes. Considerando que essa variação fosse positiva, haveria uma queda na demanda por esse tipo de trabalhador de 2,17%. Como a relação entre os trabalhadores de média e baixa qualificação é de substituição, a demanda por esse tipo de trabalhador aumentaria em 2,45%.

Como pode ser visto nas Tabelas 4 e 5 e na ilustração acima, as elasticidades-salário decrescem em termos absolutos a partir do grupo de trabalhadores com média qualificação, cujos impactos de uma variação percentual dos salários indicam uma maior redução na demanda por trabalho dessa categoria em relação às demais. Esse resultado sugere que não há uma hierarquia entre as elasticidades-salário quando se analisa a demanda por trabalho qualificado, sendo diferente do esperado e do descrito em Hamermesh (1993), Robert e Skoufias (1991), FitzRoy e Funke (1998), entre outros – embora em geral aqueles trabalhos tenham empregado dois tipos de trabalhadores. Todavia, esse resultado é semelhante ao que foi apresentado por Addison et al. (2005) ao analisar a demanda por trabalho qualificado na Alemanha.

Na Tabela 6 apresentamos os resultados referentes à homoteticidade, complementaridade capital-qualificação e progresso técnico não neutro. Testa-se a hipótese de homoteticidade para o valor agregado e para o capital, considerando a significância conjunta dos coeficientes $\alpha_{i,y}$ e $\alpha_{i,k}$, respectivamente, para $i=SK, SS$ e US . A direção da heteroteticidade é avaliada comparando-se os coeficientes do produto e capital para os trabalhadores com alta e baixa qualificação e com média e baixa qualificação. Por exemplo, para uma tecnologia viesada contra o trabalho pouco qualificado, espera-se que $\alpha_{sk,y} - \alpha_{us,y} > 0$ e $\alpha_{ss,y} - \alpha_{us,y} > 0$. As variáveis *dummy* de ano podem representar choques agregados de oferta ou, de acordo com Baltagi e Rich (2005), choques tecnológicos agregados. Testa-se a igualdade dos choques, ano a ano, entre dois tipos de trabalhadores. Se os choques agregados forem neutros em relação ao tipo de trabalho, de acordo com aqueles autores, identifica-se uma tecnologia homotética. Simetricamente, rejeitando-se a hipótese nula, haveria evidências de tecnologia heterotética.

Por fim, mas de modo similar, avaliamos os efeitos diferenciados do progresso tecnológico e do comércio exterior sobre as demandas relativas por trabalho. Observa-se que não é apenas necessário avaliar se os coeficientes $\alpha_{i,z}$ para as *proxies* de mudança tecnológica são significativos para concluir que o progresso técnico foi viesado para o trabalho qualificado. É necessário testar se os efeitos do

progresso técnico não neutro são viesados contra o trabalho menos qualificado, testando-se o tamanho e sinal dos coeficientes.

Passando aos resultados da Tabela 6, primeiro, vemos que, em geral, a hipótese de tecnologia homotética é rejeitada, seja para o produto, seja para o capital, no mínimo a 10% de significância. Isso invalida o uso de formas funcionais log-lineares para a demanda de emprego, que supõe homoteticidade. Ou seja, são evidências de que as variações no produto alteram a razão do uso dos insumos ou a intensidade do uso do fator capital.

TABELA 6

TESTES PARA AS DIFERENÇAS DAS ELASTICIDADES-PRODUTO E PARA OS EFEITOS CHOQUES TECNOLÓGICOS AGREGADOS, GASTOS EM P&D, IMPORTAR, EXPORTAR E INOVAR

	Diferenças Relativas ¹	Primeiras-diferenças com variáveis instrumentais	
		Inovação	Gastos em P & D
Homoteticidade de Y_g	$\gamma_{ij}=0$	(0.011)	(0.003)
Homoteticidade de K^r	$\gamma_{ik}=0$	(0.089)	(0.054)
Choques agregados (tecnologia /oferta) ^r	$(\gamma_{SK,y} - \gamma_{US,y}=0)$	(0.000)	(0.000)
	$(\gamma_{SS,y} - \gamma_{US,y}=0)$	(0.000)	(0.000)
Elasticidade-produto [#]	$(\alpha_{SK,t} - \alpha_{US,t}=0)$	-0.100 (0.003)	-0.1197 (0.007)
	$(\alpha_{SS,t} - \alpha_{US,t}=0)$	0.034 (0.341)	0.0611 (0.603)
Efeitos inovação [#]	$(\alpha_{SK,PD} - \alpha_{US,PD} = 0)$	0.011 (0.000)	-
	$(\alpha_{SS,PD} - \alpha_{US,PD} = 0)$	0.006 (0.011)	-
Efeitos gastos em P&D [#]	$(\alpha_{SK,GPD} - \alpha_{US,GPD} = 0)$	-	0.396 (0.000)
	$(\alpha_{SS,GPD} - \alpha_{US,GPD} = 0)$	-	0.210 (0.070)
Efeitos importar [#]	$(\alpha_{SK,M} - \alpha_{US,M} = 0)$	-	0.396 (0.111)
	$(\alpha_{SS,M} - \alpha_{US,M} = 0)$	-	0.210 (0.018)
Efeitos exportar [#]	$(\alpha_{SK,X} - \alpha_{US,X} = 0)$	-	0.290 (0.603)
	$(\alpha_{SS,X} - \alpha_{US,X} = 0)$	-	0.620 (0.431)

Fonte: Cálculos dos autores a partir das transformações dos dados da PIA, PINTEC, SECEX e RAIS/MTE.

1- SK= alta qualificação; SS= média qualificação e US = baixa qualificação.

γ - p-valores dos testes Wald.

#- estatística de testes com um grau de liberdade e, em parênteses, p-valor associado.

Segundo, temos que os efeitos agregados anuais são diferenciados entre trabalhadores de diferentes graus de qualificação. Os coeficientes (não apresentados para poupar espaço) são positivos para os mais qualificados e negativos para os menos qualificados. Isso pode indicar tanto efeitos de oferta (além daqueles implícitos no comportamento dos salários) como choques tecnológicos agregados (BALTAGI e RICH, 2005).

Terceiro, em relação às diferenças nos coeficientes do produto por tipo de qualificação, os resultados dependem dos controles usados na estimação. Focando as estimativas em que usam o gasto em P&D como *proxy* para progresso técnico, vê-se que as diferenças são significativas apenas na diferença entre os de alta qualificação e de baixa qualificação (*SK* e *US*, respectivamente). Não há diferenciais significativos entre as elasticidades-produto para os trabalhadores de média qualificação e de baixa qualificação (*SS* e *US*, respectivamente). Surpreendentemente, a diferença da elasticidade-produto é *contra* o emprego qualificado. Dito de outra forma, a expansão da produção das empresas, *ceteris paribus*, levaria a uma queda na parcela de trabalhadores qualificados, em relação aos não qualificados. Isso pode ser confirmado pelos coeficientes do produto na tabela A3 – colunas (4) e (6). A mesma tabela ainda mostra que a expansão do estoque de capital nas empresas teria o mesmo efeito de queda da parcela de pessoal mais qualificado. Note-se que o efeito sobre o pessoal menos qualificado é nulo.

Quarto, para avaliar a possibilidade de progresso técnico não neutro viesado contra trabalho menos qualificado, duas *proxies* de progresso técnico foram utilizadas: se a empresa inova em produto ou processo e o gasto em P&D (como parcela do valor agregado). Os testes da Tabela 6 indicam que o progresso técnico é viesado contra o trabalho qualificado. Em adição, os coeficientes da Tabela A3 mostram que o progresso técnico é não neutro, como encontrado em Giovanetti e Menezes-Filho (2006), para o Brasil.

Por fim, com relação às variáveis qualitativas de exposição externa (*dummies* para exportação e para importação), os resultados dos testes sugerem que não há efeitos significativos, exceto para o caso de importações, cujos resultados indicam que as empresas importadoras empregam proporcionalmente trabalhadores mais qualificados. Com base nesses resultados não é possível afirmar que a firma, por ser exportadora, conduz a uma maior demanda por qualificação. Todavia, deve-se lembrar a qualidade limitada da *proxy* (uma *dummy*) empregada aqui no intuito de controle, ao invés de ser foco da análise.

Em suma, vemos que embora a tecnologia seja não homotética e o progresso técnico não neutro, o viés contra o emprego menos qualificado está na inovação. Diante da tecnologia identificada pelo modelo, aumentos da produção levariam à queda na fração de trabalhadores mais qualificados, *ceteris paribus*. Diante do efetivo aumento do emprego qualificado, dois fatores aparecem como preponderantes:

o comportamento dos salários relativos, influenciado pelos choques de oferta de trabalhadores qualificados na economia, e o progresso tecnológico.

6. Considerações finais

Um dos principais fatos observados no mercado de trabalho brasileiro nos últimos anos, pelo lado da demanda, foi o crescente aumento na parcela de trabalhadores com alta qualificação, com uma concomitante a queda na proporção dos trabalhadores de baixa qualificação.

O presente artigo procurou trazer novas evidências sobre os fatores que estiveram por trás desse movimento, focando a indústria de transformação, considerando não só a conhecida hipótese de progresso técnico não neutro (MENEZES-FILHO e GIOVANETTI, 2006, DE FERRANTI et al, 2002) como também a possibilidade de tecnologia não neutra (heterotética) e elasticidades-salário diferenciadas por tipo de trabalhador. Vale a pena notar que, ao contrário da análise e discussão sobre o aumento da demanda por trabalhadores qualificados nos EUA, o período entre 1996 e 2003 foi um período de *queda*, embora ligeira, de salários relativos dos mais qualificados em relação aos menos qualificados, provavelmente induzido pelo aumento da oferta de trabalhadores qualificados.

A análise se beneficia de uma base de dados emparelhados (*matched employer-employee data*) sobre trabalhadores (RAIS/MTE) e empresas (PIA e PINTEC/IBGE), facilitada pelo IPEA. A base de dados permitirá a estimativa, pela primeira vez no Brasil, de elasticidade-salário por qualificação dos trabalhadores, usando dados de empresas, para o período 1996-2003.

Inicialmente, para compreender melhor o aumento do emprego qualificado, a decomposição proposta por Berman, Bound e Griliches (1994) mostrou que o aumento a variação da proporção do emprego qualificado no emprego total se deu dentro das empresas (efeitos substituição), ao invés de ser algum movimento de composição das empresas na economia (maior importância das empresas com trabalhadores mais qualificados, sem alterações nas estruturas de qualificação das empresas). Sem dúvida, esse resultado favorece a hipótese da direção da mudança tecnológica como indutora do aumento na proporção de qualificados. Trata-se de um resultado já observado na literatura por Giovanetti e Menezes-Filho (2006).

Porém, ao avaliar se essa variação da proporção do emprego qualificado foi diferenciada em empresas que tiveram aumentos e reduções do valor adicionado (VA), encontraram-se evidências de que a demanda por trabalhadores qualificados também responde de modo diferenciado a variações no produto. Dito de outra forma, as mudanças tecnológicas indutoras de demanda por qualificados podem estar contando apenas parte das variações dessas demandas.

Essa decomposição, utilizada para entender as variações nos salários médios por tipo de qualificações, mostrou que houve queda para os três tipos de trabalhadores e que a mais expressiva foi observada para os mais qualificados. A justificativa mais plausível para tal fato é o aumento da oferta relativa de qualificados observada nesse período.

Para conclusões mais sólidas, uma análise de regressão, empregando uma função de demanda por emprego com tecnologia flexível, faz-se necessária para controlar de modo efetivo os vários fatores em ação sobre o emprego. As evidências a partir da análise econométrica mostraram que os trabalhadores qualificados e semiquualificados são substitutos, enquanto que os trabalhadores mais qualificados e menos qualificados podem ser substitutos, mas com evidência pouco robusta. As elasticidades-salário próprias dos semiquualificados se mostraram mais elásticas em relação às demais.

Testes de não homoteticidade claramente indicam que a tecnologia é heterotética, sugerindo que formas funcionais simples, como a log-linear não devem ser empregadas para modelar a demanda por emprego industrial. Por outro lado, a tecnologia não parece viesada contra os trabalhadores menos qualificados, contradizendo os resultados iniciais das decomposições. Já as *proxies* de inovação tecnológica apresentaram coeficientes que confirmam a análise de outros estudos para progresso técnico viesado a favor do emprego mais qualificado.

Os resultados do trabalho permitem tecer considerações preliminares sobre as perspectivas do emprego menos qualificado. Primeiro, no caso de um aprofundamento do processo de inovação na economia, a demanda por esse tipo de trabalhador deve diminuir ou, no mínimo, estagnar. Segundo, mantida a tendência de aumento da oferta de trabalhadores mais qualificados, com reduções nos salários relativos como efeito líquido da interação entre oferta e demanda, as empresas tenderão a privilegiar o emprego qualificado em detrimento do emprego menos qualificado. Assim, a manutenção da empregabilidade dos trabalhadores menos qualificados passa pela qualificação dos mesmos, frente às forças alocativas da economia, apesar de perspectivas estáveis ou até positivas em relação a seus salários relativos.

Os resultados deste estudo levantam questões para estudos posteriores. Não foi possível identificar as elasticidades-produto dos diferentes tipos de emprego. Estes podem ser elásticos ou inelásticos. Outra questão diz respeito ao efeito *total* da inovação no emprego. Embora seja confirmado que empresas com maior intensidade de gasto em P&D estejam associadas a aumentos da proporção de trabalhadores mais qualificados, não foi explorado o tamanho ou a direção do efeito no emprego total da empresa.

7. Referências bibliográficas

- ADDISON, J.T.; et al. The Demand for Labor: An Analysis Using Matched Employer-Employee Data from the German LIAB. Will the High Unskilled Worker Own-Wage Elasticity Please Stand Up?. *Institute for the Study of Labor/IZA Discussion Paper* Nº. 1.780, 2005.
- BAHIA, L.D. Impactos do crescimento dos complexos industriais brasileiros no emprego e no saldo comercial: 1997-2003. Cap. 5 in: De Negri, João Alberto et all. *Tecnologia, Exportação e Emprego*. Brasília: IPEA, 2006.
- BALTAGI, B.; RICH, D.P. Skill-biased technical change in US manufacturing: a general index approach. *Journal of Econometrics*, 126, 3, 529-270, 2005.
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Nota Técnica. In: Barros, Ricardo Paes et all (org). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v. 1. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- BATISTA, N. N. F.; ARAÚJO, J. P. de; RIBEIRO, E. P. Análise do Componente Tecnológico na Demanda de Trabalho: indústria de transformação 1985-1999 . *Revista da ABET*, São Paulo, v. III, p. 117-150, 2003.
- BELLMANN, L.; SCHANK, T. “Innovations, Wages and Demand for Heterogeneous Labor: New Evidence from a Matched Employer-Employee Data-Set.” *Institute for the Study of Labor/IZA Discussion Paper* No. 112, 2000.
- BERMAN, E.; BOUND, J.; GRILICHES, Z. Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing: evidence from the annual survey of manufactures. *Quarterly journal of Economics*, v. 109, p. 367-397. 1994.
- BERNDT, E. *The Practice of Econometrics: classic and contemporary*. New York. Addison-Wesley, 1991.
- CHAHAD, J.P.; DIAZ, M.D.M.; PAZZELO, E. , A Elasticidade Emprego-Produto Setorial No Brasil: novas evidências. *Mimeo, FIPE/USP/MTE*. 2002.
- CHAN, W.H. e RICH, D.P. Occupational Labour Demand and the Source of Non-neutral Technical Change *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 68, v.1 23-42, 2006.
- DAVIS, S. J.; HALTIWANGER, J.; SCHUH, S. *Job Creation and Job Destruction*. Cambridge:MIT Press, 1996.
- DEFERRANTI, G. et al. Closing the Gap: technology and wages in Latin America , Washington:The World Bank, 2002.
- DE NEGRI, J., DE NEGRI, F. e COELHO, D. *Tecnologia, Exportação e Emprego*. Brasília: IPEA, 2006.
- FITZROY, F.; FUNKE, M. Skills, wages and employment in East and West Germany. *Regional Studies*, v. 32, n. 5, p. 459-467, 1998.

- GIOVANNETTI, B. C.; MENEZES-FILHO, N. A. Tecnologia e a demanda por qualificação na indústria brasileira. Cap. 11. in: De Negri, João Alberto et all. *Tecnologia, Exportação e Emprego*. Brasília: IPEA, 2006.
- GONZAGA, G.; CORSEUIL C.H. *Emprego Industrial no Brasil: análise de curto e longo prazos*. Revista Brasileira de Economia, v. 55, n. 4, 2001.
- GONZAGA, G. e REIS, M. (1998) Dualidade ou não linearidade nos retornos à educação no Brasil. *Revista de Econometria*.
- GREEN, E.; DICKERSON, A.; ARBACHE, J.S. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. *World Development*, v. 29, n. 11, p. 1923-1939. 2001.
- HAMERMESH, D. *Labor Demand*. Cambridge: MIT Press, 1993.
- HAMERMESH, D.; PFANN, G. A. Adjustment costs in factor demand. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p. 1264-1292, 1996.
- JACINTO, P. A. *A demanda dinâmica por trabalho na indústria do Rio Grande do Sul: uma análise a partir de microdados*. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2006. (Tese de Doutorado)
- MACHIN, S. The changing nature of labour demand in the new economy and skill-biased technology change. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, sp.issue, 753-776, 2001.
- MACHIN, S., RYAN, A., & VAN REENEN, J. Technology and changes in skill structure: evidence from seven OECD countries. *Quarterly Journal of Economics*, 113:1215-1244, 1998.
- MELLO, E. P. G. Produtividade total dos fatores, mudança técnica, eficiência técnica e eficiência de escala na indústria brasileira, 1996-2000. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, 2003. (Dissertação de Mestrado)
- MENEZES-FILHO, N. A.; GIOVANNETTI, B. Trade Liberalization and Demand for Skill in Brazil *Economia (LACEA)*, 2007.
- MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES JR., M Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Jul/Set. 2003, vol.57, no.3, p.569-603.
- ROBERTS, M. J.; SKOUFIAS, E. The long-run demand for skilled and unskilled labor in Colombian manufacturing plants. *The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 2, p. 330-334, 1997.
- SOSIN, K. e FAIRCHILD, L. Nonhomotheticity and technological bias in production. *Review of Economics and Statistics*, 66, v.1, 44-50, 1984.
- VARIAN, H. R. *Microeconomic analysis*. New York: W.W. Norton & Company.1992.
- YOUNG, A. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of East Asian growth experience. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 3, p. 641-680, 1995.

ANEXOS

ANEXO I

DECOMPOSIÇÃO DE BERMAN, BOUND E GRILICHES (1994)

1. DECOMPOSIÇÃO DE BERMAN, BOUND E GRILICHES (1994)

A decomposição é descrita pela seguinte equação:

$$\Delta s = \sum_i \Delta s_i \hat{e}_i + \sum_i \hat{s}_i \Delta e_i \quad (1)$$

intra *entre*

onde s é a participação dos trabalhadores qualificados na economia; s_i a participação dos trabalhadores qualificados da firma i no total de emprego industrial; e_i representa a participação da firma i no total de emprego industrial; Δ um operador de diferença entre dois pontos no tempo (escolhidos aqui como 1996 e 2003); e o circunflexo em cima da variável denota sua média temporal para os anos de 1996 e 2003.

A expressão dada na equação (1) sugere que uma variação na participação de um determinado grupo de trabalhadores qualificados em dois momentos no tempo pode ser decomposta em dois componentes: o primeiro, associado a uma variação dentro das firmas, denotado por *intrafirma* (*within*) e, o segundo, por uma variação que ocorre entre as firmas que empregam esse fator, chamado de *entrefirma* (*between*).

2. EXTENSÃO DA DECOMPOSIÇÃO DE BERMAN, BOUND E GRILICHES (1994)

Considere um grupo de empresas que apresentou aumento no seu produto (indicado por A) e outro, no qual as empresas tiveram queda no seu valor agregado (indicado por D). Em termos matemáticos, a expressão (1) é re-escrita como:

$$\Delta s = (\sum_{i \in A} \Delta s_i \hat{e}_i + \sum_{i \in D} \Delta s_i \hat{e}_i) + (\sum_{i \in A} \hat{s}_i \Delta e_i + \sum_{i \in D} \hat{s}_i \Delta e_i) \quad (1')$$

intra *entre*

onde $A = \{i=1, \dots, n \mid \Delta y_i > 0\}$ e $D = \{i=1, \dots, n \mid \Delta y_i \leq 0\}$, respectivamente, o conjunto de empresas que teve crescimento do valor agregado a preços constantes (y) e o conjunto de empresas que teve decréscimo (não aumento) no valor agregado real. A equação acima pode ser arrumada para criar o efeito *intra* nos que crescem e nos que diminuem o valor agregado real¹⁷

$$\Delta s = \Delta s_A + \Delta s_D = [\sum_{i \in A} \Delta s_i \hat{e}_i + \sum_{i \in A} \hat{s}_i \Delta e_i] + [\sum_{i \in D} \Delta s_i \hat{e}_i + \sum_{i \in D} \hat{s}_i \Delta e_i] \quad (2)$$

intra *entre* *intra* *entre*
crescimento de y *diminuição de y*

17 Este dado vem da PIA e refere-se ao valor da transformação industrial, deflacionado pelo IGP setorial, e na sua falta, na média do IGP. Agradecemos ao corpo técnico da DISET/PEA pelas sugestões de cálculo e dados do IGP.

ANEXO II –TRANSLOG

A partir do resultado de Sosin e Fairchild (1984) indicando a validade da representação de tecnologia não homotética de produção na indústria na América Latina, iremos trabalhar com uma forma funcional que acomoda essa condição. Seguindo Baltagi e Rich (2005), partimos de uma forma funcional *translog*, sem restrições de homoteticidade ou progresso técnico não viesado¹⁸. A forma funcional *translog* pode ser entendida como uma aproximação de segunda ordem para uma função de custos com tecnologia desconhecida (BERNDT, 1991). Diante da dificuldade de construir medidas individuais de custo do capital, considera-se o capital como um insumo quase-fixo e a função *translog* explica os custos variáveis. Como a análise foca o emprego, a medida de produto tem de ser o valor agregado, que omite o custo de materiais. Assim, omitindo um índice para empresa *j*:

$$\begin{aligned}
 \ln VC = & \alpha_0 + \alpha_y \ln Y + \alpha_k \ln K + \sum_i \gamma_i \ln w_i + \alpha_z Z \\
 & + \frac{1}{2} \alpha_{yy} (\ln Y)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{kk} (\ln K)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{yk} \ln Y \ln K \\
 & + \frac{1}{2} \alpha_{zz} (Z)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{zy} Z \ln Y + \frac{1}{2} \alpha_{zk} Z \ln K \\
 & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \gamma_{ij} \ln w_i \ln w_j + \frac{1}{2} \sum_i \alpha_{iy} \ln w_i \ln Y \\
 & + \frac{1}{2} \sum_i \alpha_{ik} \ln w_i \ln K + \frac{1}{2} \sum_i \alpha_{iz} \ln w_i Z
 \end{aligned} \tag{4}$$

onde *VC* representa os custos variáveis, *Y* o produto (valor agregado), *K* o estoque de capital, *w_i* o preço dos *i=1,.., n* insumos variáveis, *Z* uma *proxy* para tecnologia (que pode ser inclusive uma tendência linear ou *dummies* de tempo). Algumas restrições podem ser impostas aos coeficientes para que respeitem hipóteses da teoria, como homogeneidade de grau 1 nos preços dos insumos ($\sum_i \gamma_i = 1, \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \gamma_{ij} = \sum_i \gamma_{iy} = 0$) e simetria dos efeitos dos preços ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) ou gerem casos particulares desta função de custos, como homoteticidade (se $\alpha_{iy} = 0 \forall i$), homogeneidade de grau *g* ($\gamma_{yy} = 0$), e neutralidade do progresso técnico ($\alpha_{iz} = 0 \forall i$).

Embora a *translog* não possa ser usada para calcular equações de demanda por emprego diretamente, as elasticidades-salários, elasticidade-produto e elasticidades cruzadas podem ser calculadas a partir de sistemas de equações obtidas pelo lema de Shephard, que aqui gera equações de proporções *S_i* do custo variável entre insumos *i*:

$$\frac{\partial \ln VC}{\partial \ln w_i} = \frac{\partial VC / VC}{\partial w_i / w_i} = \frac{P_i X_i}{C} = \gamma_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln w_i + \alpha_{iy} \ln Y + \alpha_{ik} \ln K + \alpha_{iz} Z \tag{5}$$

O modelo pode ser implementado, em nosso caso de 3 categorias de emprego (alta qualificação – *skilled, sk*; média qualificação – *semi-skilled, ss*; e baixa qualificação – *unskilled, us*), por meio do seguinte sistema de equações em que, inicialmente, omitiu-se o grupo de trabalhadores com média qualificação devido

18 Uma introdução sobre estimação de demanda por fatores com formas funcionais não restritivas é Berndt (1991), cap.9. A apresentação aqui segue aquele autor.

a restrição de que a soma das parcelas do custo do emprego nos custos variáveis é constante e igual à unidade:

$$\begin{aligned} S_{sk} &= \gamma_{sk} + \gamma_{sk,sk} \ln(w_{sk}/w_{us}) + \gamma_{sk,ss} \ln(w_{ss}/w_{us}) + \alpha_{sk,y} \ln y + \alpha_{sk,z} Z \\ S_{ss} &= \gamma_{ss} + \gamma_{ss,sk} \ln(w_{sk}/w_{us}) + \gamma_{ss,ss} \ln(w_{ss}/w_{us}) + \alpha_{ss,y} \ln y + \alpha_{ss,z} Z \end{aligned} \quad (6)$$

Em nosso caso, os coeficientes que não são estimados podem ser obtidos usando-se restrições da teoria. Assim, usando as restrições:

$$\begin{aligned} \gamma_{sk,ss} &= \gamma_{ss,sk} \\ \gamma_{us,sk} &= \gamma_{sk,us} = -(\gamma_{sk,sk} + \gamma_{sk,ss}) \\ \gamma_{us,ss} &= \gamma_{ss,us} = -(\gamma_{ss,sk} + \gamma_{ss,ss}) \\ \gamma_{us,us} &= -(\gamma_{us,sk} + \gamma_{us,ss}) \\ &= \gamma_{sk,sk} + \gamma_{ss,ss} + 2\gamma_{sk,ss} \end{aligned} \quad (7)$$

as elasticidade-salário e elasticidade-salário cruzadas (ou elasticidades substituição e complementaridade) são calculadas por:

$$\begin{aligned} \mathcal{E}_{sk,sk} &= \gamma_{sk,sk}/S_{sk} + (S_{sk} - 1) & \mathcal{E}_{sk,ss} &= \gamma_{sk,ss}/S_{sk} + S_{ss} & \mathcal{E}_{sk,us} &= \gamma_{sk,us}/S_{sk} + S_{us} \\ \mathcal{E}_{ss,sk} &= \gamma_{ss,sk}/S_{ss} + S_{sk} & \mathcal{E}_{ss,ss} &= \gamma_{sk,ss}/S_{ss} + (S_{ss} - 1) & \mathcal{E}_{ss,us} &= \gamma_{ss,us}/S_{ss} + S_{us} \\ \mathcal{E}_{us,sk} &= \gamma_{us,sk}/S_{us} + S_{us} & \mathcal{E}_{us,ss} &= \gamma_{us,ss}/S_{us} + S_{ss} & \mathcal{E}_{us,us} &= \gamma_{us,us}/S_{us} + (S_{sk} - 1) \end{aligned} \quad (8)$$

Espera-se que as elasticidades-salário apresentem um sinal negativo e que se mostrem decrescentes com a qualificação. Por sua vez, as elasticidades-salário cruzadas (ou elasticidades-substituição) podem apresentar, tanto um sinal negativo quanto positivo, dependendo se os grupos de trabalhadores são complementares ou substitutos entre si.

ANEXO III – TABELAS

TABELA A1
COMPOSIÇÃO E EVOLUÇÃO DO EMPREGO NA INDÚSTRIA NO PERÍODO DE 1997-2003, COMO PARCELA DO EMPREGO TOTAL

ANO	Alta Qualificação	Média Qualificação	Baixa Qualificação
1997	27.2%	25.4%	47.4%
1998	29.2%	25.9%	44.9%
1999	30.7%	22.0%	47.3%
2000	33.1%	27.5%	39.4%
2001	35.6%	27.2%	37.2%
2002	37.9%	26.7%	35.4%
2003	41.0%	26.2%	32.8%

Fonte: cálculos dos autores baseados em dados primários da RAIS, PIA e PINTEC.

TABELA A2
COMPOSIÇÃO E EVOLUÇÃO DA ESCOLARIDADE DAS PESSOAS COM 25 ANOS OU MAIS

ANO	Alta Qualificação	Média Qualificação	Baixa Qualificação
1996	54.1%	32.9%	12.5%
2006	67.2%	23.8%	9.0%

Fonte: Síntese dos indicadores Sociais, 2006 (www.ibge.gov.br).

TABELA A3
RESULTADOS DA REGRESSÃO DA EQUAÇÃO DE DEMANDA POR EMPREGO DA TRANSLOG PARA DIFERENTES GRUPOS DE QUALIFICAÇÃO: SURE EM PRIMEIRA-DIFERENÇA COM VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Alta Qual.	Média Qual.	Baixa Qual.	Alta Qual.	Média Qual.	Baixa Qual.
Constante	0.0240 (0.000)	0.0011 (0.494)	-0.0251 (0.000)	0.0289 (0.000)	-0.0035 (0.171)	-0.0253 (0.000)
$W_{SK}-W_{US}$	0.1621 (0.000)	-0.0597 (0.000)	-	0.1666 (0.000)	-0.0639 (0.000)	-
$W_{SS}-W_{US}$	-0.0196 (0.239)	0.0700 (0.000)	-	-0.0174 (0.346)	0.0678 (0.000)	-
$W_{SK}-W_{SS}$	-	-	-0.1024 (0.000)	-	-	-0.1026 (0.000)
$W_{US}-W_{SS}$	-	-	0.1529 (0.000)	-	-	0.1530 (0.000)
Produto	-0.0253 (0.000)	0.0159 (0.019)	0.0094 (0.176)	-0.0317 (0.001)	0.0226 (0.012)	0.0091 (0.289)
Capital	-0.0514 (0.029)	0.0279 (0.217)	0.0235 (0.316)	-0.0786 (0.019)	0.0562 (0.073)	0.0224 (0.455)
Inovação	0.0060 (0.000)	-0.0057 (0.000)	-0.0003 (0.809)	-	-	-
Gastos em P&D	-	-	-	0.2021 (0.004)	-0.1939 (0.003)	-0.0082 (0.896)
Imp	-	-	-	0.0061 (0.027)	-0.0014 (0.591)	-0.0047 (0.057)
Exp	-	-	-	-0.0014 (0.464)	-0.0003 (0.863)	-0.0011 (0.526)

Fonte: cálculos dos autores a partir das transformações dos dados da PIA, PINTEC, SECEX, RAIS/MTE. Valores entre parênteses são p-valores.

TABELA A4
TESTES DE ESPECIFICAÇÃO PARA ESTIMATIVAS USANDO VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Testes F de significância das exógenas excluídas na equação de 1º estágio		
	Modelo com inovação	Modelo com gastos em P&D
wSK_wUS	71.60 (0.000)	71.34 (0.000)
wSS_wUS	99.62 (0.000)	99.20 (0.000)
wSK_wUS	91.60 (0.000)	91.39 (0.000)
wUS_wSS	99.62 (0.000)	99.20 (0.000)
Produto	20.35 (0.000)	19.96 (0.000)
Capital	23.06 (0.000)	20.81 (0.000)
Testes de Hausman		
Hausman SK	(0.000)	(0.000)
Hausman SS	(0.000)	(0.000)
Hausman US	(0.000)	(0.000)
Testes de Sargan		
Sargan SK	(0.448)	(0.567)
Sargan SS	(0.743)	(0.816)
Sargan US	(0.422)	(0.869)

Fonte: cálculos dos autores a partir das transformações dos dados da PIA, PINTEC, SECEX, RAIS/MTE. Valores entre parênteses são p-valores.

EFEITOS DA INOVAÇÃO TECNOLÓGICA SOBRE O EMPREGO

DEA GUERRA FIORAVANTE¹

1. Introdução

O mercado de trabalho brasileiro passou por fortes modificações após a década de 90, especialmente a partir do Plano Real, que pode ser visto como um choque de abertura: as importações e exportações cresceram bruscamente após 1994². O contato intensificado com o mercado externo fez com que todo um sistema comercial, inicialmente fechado, se adaptasse a um ambiente mais competitivo. Consequentemente, as vantagens comparativas de cada país foram ressaltadas, acentuou-se a busca por processos produtivos mais eficientes, bem como ocorreu a ampliação das opções de compra e venda das firmas. Por um lado, passou-se a ter um mercado consumidor mais abrangente e exigente; por outro lado, passou-se a ter uma oferta de insumos mais vasta e acessível, oferecendo às firmas tecnologias a preços mais baixos. Esse processo fez com que as firmas que não entrassem em harmonia com esse ambiente competitivo fossem excluídas do mercado globalizado. Já as que se adaptaram ao novo comércio, na maioria dos casos as maiores, geraram fortes impactos no mercado de trabalho após a mudança em suas funções de demanda por fatores de produção. Algumas atividades passaram a ser menos demandadas que outras e a qualificação do trabalhador passou a ser requisito necessário ao aumento de sua produtividade³.

A inovação tecnológica, a partir da abertura comercial, passou a ser intensamente estimulada por dois motivos: primeiro, a facilidade de importar bens de capital com tecnologia mais avançada e, segundo, devido à necessidade de diminuir o custo da produção para ganhar competitividade de mercado. A importação de bens de capital gerou mudanças na demanda por mão de obra da firma, tanto em relação ao tipo de atividade exercida pelo trabalhador, quanto em relação à qualificação do trabalhador⁴. Algumas atividades passaram a ser desnecessárias, devido à possibilidade de serem exercidas por máquinas, com maior eficiência.

1 Bolsista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

2 O Gráfico 1, ilustrado no Anexo A, mostra a série de importações e exportações segundo o Banco Central. Os dados estão disponíveis em: <http://www.ipeadata.gov.br>

3 O impacto da abertura comercial sobre a qualificação do trabalhador é bem abordada em Beyer, Rojas e Vergara (1999), Hanson, Gordon e Harrison (1995).

4 A dificuldade de isolar os efeitos da abertura comercial e inovação tecnológica, bem como seus impactos na demanda por qualificação da mão de obra, é abordada em Maia e Arbache (2001).

No mercado de trabalho americano o choque de abertura e a consequente inovação tecnológica, se deu em meados dos anos 80. Após o choque, Autor, Katz e Kearney (2006) comprovaram uma “polarização do mercado de trabalho” no sentido de que houve um aumento da desigualdade salarial e demanda por qualificação. Os trabalhadores que exerciam atividades repetitivas tiveram seu salário desvalorizado, ao passo que os que exerciam funções abstratas tiveram valorização salarial e passaram a ser mais demandados⁵. Fernandes e Menezes-Filho (2002) ao estudarem a demanda relativa por trabalho dado três níveis de escolaridade do trabalhador brasileiro (qualificado, semiqualificado e não qualificado), encontram resultados semelhantes. O estudo comprova uma tendência de aumento na demanda relativa de trabalhadores qualificados em relação aos de qualificação intermediária e na demanda relativa de trabalhadores intermediários em detrimento dos não qualificados⁶.

No Brasil, apesar de tardio, o processo de abertura e inovação tem feito com que a indústria se comporte de forma semelhante à dos países desenvolvidos. No entanto, os impactos no mercado de trabalho podem ser mais severos devido à baixa qualificação dos trabalhadores brasileiros. Por um lado, os ganhos produtivos são notáveis, mas, por outro lado, a inovação faz com que o número necessário de trabalhadores para produzir cada bem seja menor⁷ e, para que a indústria absorva toda a oferta de mão de obra, é necessário que a economia cresça a taxas mais elevadas. Em uma análise empírica feita para o setor industrial brasileiro, Bahia (2006) mostra que um aumento de 2% nas vendas da indústria gera, atualmente, 35,8% de empregos a menos do que esse mesmo aumento de 2% dez anos atrás.

A implementação de um novo processo produtivo na firma, com tecnologias mais avançadas, predetermina que o empregador selecione trabalhadores que tenham qualificação mínima para usufruir dos fatores de produção de forma eficiente. Consequentemente, a firma intensiva em mão de obra qualificada tem maior facilidade em produzir a custos mais baixos e em diferenciar seus produtos diante das firmas que não inovam e são intensivas em mão de obra menos qualificada. A literatura mostra que ocorreram mudanças nos padrões tecnológicos com viés de habilidade, fazendo com que o aumento da demanda pelo trabalho qualificado tenha-se tornado o grande responsável por alterações na proporção do emprego de trabalhadores qualificados e não qualificados. Há uma vasta literatura apontando que novas tecnologias são complementares de mão de obra qualificada. Zvi Griliches (1969), ao observar a intensidade com a qual se deu o processo de inovação, nos Estados Unidos, afirmou que tecnologia e qualificação são intrinsecamente complementares.

5 Na literatura internacional sobre economia do trabalho é comum encontrar esse tipo de classificação para diferentes funções da mão de obra. As funções classificadas como repetitivas, ou *blue collars* referem-se a trabalhos manuais ou ligados diretamente à produção. Já as funções chamadas de abstratas, ou *white collars*, referem-se às demais, ou seja, funções não repetitivas geralmente exercidas por cargos de gerência.

6 Os autores controlam por movimentos na oferta de trabalho e usam a abertura comercial como justificativa na alteração da demanda por trabalho da firma. Entretanto, enfatizam que em países em desenvolvimento o processo de inovação tecnológica é puxado pela abertura comercial, tornando difícil isolar o efeito de cada fator, sendo eles não mutuamente exclusivos.

7 O efeito poupador de mão de obra causado pela inovação é investigado por Berman, Bound e Griliches, (1994).

Autor, Katz e Krueger (1997) mostraram que 34,6% dos trabalhadores americanos com ensino médio completo utilizam computadores, ao passo que 70,2% dos trabalhadores com ensino superior utilizam computadores⁸.

Em países com pouca regulação, o impacto no mercado de trabalho se dá por meio de ajustes salariais. Já em economias com salários mais rígidos, o impacto é notado primeiramente sobre o nível de emprego. Bellman e Schank (2000) investigaram os impactos da inovação em processo e produto no mercado de trabalho alemão, separando a mão de obra em seis níveis de qualificação. Encontraram correlação negativa da inovação com o emprego apenas para um dos níveis e concluíram que o efeito negativo sobre essa classe de trabalhadores poderia ser amenizado se os salários fossem mais flexíveis. No mercado de trabalho americano, a introdução de novas tecnologias gerou aumento na desigualdade do prêmio por qualificação no século vinte (Acemoglu, 2002). O autor conclui que a aceleração do processo de agregação de tecnologia com viés para qualificação foi a principal responsável pelo aumento na desigualdade salarial. A inovação passou a ser uma atividade lucrativa à medida que se notou, nos últimos 60 anos, um aumento da oferta de trabalho qualificado. Como consequência, trabalhadores qualificados passaram a ser mais demandados e valorizados.

A importância da qualificação da mão de obra pode ser observada empiricamente, no Brasil, por meio do aumento da desigualdade salarial e do emprego para trabalhadores com qualificação acima da média. Ao estudar o diferencial de salários para o Brasil, Menezes-filho e Andrade (2005) concluem que a desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e semiquualificados aumentou na década de 90 e especulam que há pouca probabilidade que haja um declínio nesse hiato devido à crescente abertura comercial e intensificação do processo de inovação tecnológica. À medida que a proporção de pessoas com elevada escolaridade aumentar, as firmas tendem a inovar, fazendo com que a demanda relativa por trabalho qualificado aumente. Se a oferta de trabalhadores qualificados não acompanhar o aumento da demanda, o hiato salarial também aumentará.

Os trabalhadores, para se ajustarem ao novo contexto do mercado, vêm apresentando aumento nos anos de estudo⁹. A escolaridade média dos trabalhadores brasileiros no complexo industrial passou de 7,3 para 8,4 anos de estudo, aproximadamente, entre os anos de 1998 a 2004. De Negri *et al* (2006), em seu estudo sobre a influência do perfil da mão de obra na capacidade de absorção das firmas, concluem que existe uma forte simultaneidade entre inovação e qualificação. As firmas intensivas em mão de obra qualificada tendem a inovar e possuem maior

8 Importante ressaltar que a qualificação média de um trabalhador nos EUA é superior à qualificação média de um trabalhador brasileiro. Nos EUA, um trabalhador com ensino médio, *high school*, é classificado como não qualificado. Já no Brasil, trabalhadores com 2º grau completo costumam ser classificados como qualificados.

9 Para o mercado de trabalho americano, Acemoglu (1997) conclui que um dos efeitos do aumento da escolaridade da mão de obra foi o incentivo à inovação que, no curto prazo, diminuiu o prêmio por qualificação, mas no longo prazo aumentou.

capacidade de absorção, ou seja, reconhecem o valor de um novo conhecimento e o aplicam para fins comerciais com maior facilidade e eficiência que as firmas intensivas em mão de obra pouco qualificada.

A tendência verificada de queda no nível de emprego após a abertura e inovação deveria ser transitória. O choque negativo no mercado de trabalho, devido à diminuição da demanda por mão de obra é justificado pelos fatores já citados. Entretanto, é esperado que esse cenário se inverta, pois as firmas brasileiras têm se inserido cada vez mais no mercado internacional, o que aumenta as vendas e, conseqüentemente, a produção e a demanda por trabalhador. Assim, no longo prazo, as firmas tendem a contratar mais a fim de se sustentarem no comércio internacional sem perder mercado consumidor. Em países onde a inovação se deu há mais tempo, é verificado que nem sempre a inovação esteve negativamente correlacionada com demanda por trabalho¹⁰.

Segundo o Manual de Oslo (2006), uma inovação tecnológica consiste em mudança significativa no grau de novidade da firma, seja em termos de *inputs* ou de *outputs*. Esta pode se dar em forma de mudanças no processo produtivo ou na produção de um novo produto. Como o próprio manual define:

“A technological product innovation is the implementation/commercialization of a product with improved performance characteristics such as to deliver objectively new or improved services to the consumer. A technological process innovation is the implementation/adoption of new or significantly improved production or delivery methods. It may involve changes in the equipment, human resources, working methods or a combination of these.” (Oslo Manual, p. 9)

Entretanto, o próprio manual reconhece que o tratamento empírico da inovação em produto e da inovação em processo é sutil e precário. Apesar da dificuldade em diferenciar inovação em processo da inovação em produto, uma das contribuições deste trabalho é tratar os dois tipos de inovação de forma separada, bem como seus efeitos. A inovação em produto dificilmente não vem acompanhada de uma inovação em processo. Já a inovação em processo, como visa minimizar os custos de produção, é mais comum ser adotada isoladamente. Entretanto, se esta fornece alguma melhora significativa na qualidade do bem produzido, pode também ser considerada inovação em produto. A inovação em produto exerce seu impacto sobre a demanda por mão de obra de forma mais gradual que a inovação em processo. A primeira se manifesta por meio do estímulo na demanda do consumidor que, diante de um novo produto, possivelmente aumentará seu grau de satisfação. À medida que a firma atende um número maior de pessoas, ofertando novas mercadorias, é necessário aumentar a produção e, conseqüentemente, a demanda por trabalho, no

10 Para correlação positiva da inovação tecnológica e emprego ver: Benavente e Lauterbach (2006), Garcia, Jaumandreu e Rodrigues (2002)..

médio e longo prazos, tende a crescer. A inovação em processo apresenta um impacto mais imediato no mercado de trabalho por meio da mudança na função de produção da firma e demanda por fatores de produção. É esperado que os custos de produção se reduzam no curto prazo devido a vários fatores, entre eles, a diminuição do número de trabalhadores na produção de uma unidade do bem.

Van Reenen (1997) afirma que o efeito da inovação no emprego é ambíguo, pois, apesar de requerer menos trabalho por unidade de produto, ao reduzir os custos de produção, o progresso tecnológico pode aumentar a produção da firma, que tende a crescer e a contratar mais. Portanto, o autor identifica dois impactos da inovação: o impacto do aumento da produtividade marginal do trabalhador e o impacto da diminuição dos custos de produção. Ao avaliar o efeito compensatório desses impactos, conclui que há forte correlação positiva entre inovação e demanda por emprego. Entretanto, a inovação em produto é mais propensa a aumentar a demanda por trabalho que a inovação em processo. Importante ressaltar que o autor faz uma análise em painel, entre os anos de 1976 e 1982, de 598 firmas de manufatura da Inglaterra. O que significa que a metodologia é capaz de captar efeitos que se apresentam no longo prazo, como é o caso da inovação em produto e do crescimento da produção da firma após a queda nos custos de produção, como consequência da inovação em processo.

Seguindo a mesma abordagem proposta neste trabalho, baseada em Jaumandreu (2003), Peters (2005) avalia se o efeito compensatório da inovação é superior ao efeito direto (que tende a reduzir a demanda por trabalho) na Alemanha. A autora dá um passo adiante ao desagregar cada inovação (processo e produto) em relação ao seu grau de novidade. A inovação em produto é discriminada em “produto novo para o mercado e para a firma” e “produto novo para a firma, mas não para o mercado”, estas últimas chamadas firmas seguidoras. Já a inovação em processo é classificada como “inovação em processo visando à racionalidade de fatores de produção” e “inovação visando melhorias na qualidade do produto”. Os resultados mostram que a inovação em produto tem impactos positivos sobre o emprego, tanto nas firmas que forneceram um produto novo para o mercado, quanto nas firmas seguidoras. A elasticidade da demanda por trabalho em relação ao aumento nas vendas do produto novo, em ambas as firmas, é unitária e não apresenta diferenças significativas, o que contradiz a hipótese de que o impacto sobre o emprego depende do grau de novidade. Já o impacto da inovação em processo variou do positivo ao negativo sendo que, na manufatura, apresentou-se negativo e superou o efeito compensatório. Esse resultado mostra que, apesar de diminuir os custos de produção por unidade de produto, o efeito causado pela racionalidade de fatores é superior, gerando queda na demanda por trabalho. Entretanto, as firmas que adotaram uma inovação em processo, visando melhoria nos produtos, não apresentaram queda na demanda por trabalho.

O modelo proposto por Jaumandreu (2003) é capaz de identificar separadamente as correlações de cada tipo de inovação sobre a taxa de crescimento do emprego. No caso do Brasil, não foi encontrado nenhum estudo que separe os efeitos da inovação em processo dos efeitos da inovação em produto. Os estudos encontrados não discriminam o tipo de tecnologia implementada, e sim o tipo da mão de obra empregada. Este trabalho procura preencher essa lacuna, motivado pela hipótese de que tais inovações se manifestam de formas diferentes sobre o emprego: a reestruturação dos fatores de produção, após agregação de novos insumos tecnológicos, tende a destruir cargos de funções repetitivas e a produção de uma nova mercadoria tende a estimular a demanda e a aumentar a produção da firma e o emprego. Portanto, pretende-se responder às seguintes perguntas:

- Qual o impacto da inovação em processo e da inovação em produto sobre a taxa de crescimento do emprego?
- Firmas intensivas em mão de obra qualificada reagem de forma diferente das firmas intensivas em mão de obra não qualificada?

O próximo capítulo faz uma breve apresentação da modelagem econométrica e uma descrição das bases de dados bem como sua manipulação. A segunda seção apresenta os resultados e suas análises. O último capítulo consiste na conclusão do trabalho.

2. Metodologia

2.1. Modelagem

O modelo segue de perto a proposta apresentada por Jaumandreu (2003). Parte da suposição de que uma firma pode produzir dois tipos de bens classificados como “produto novo” e “produto velho”. O produto novo caracterizará a firma que exerceu inovação em produto e o produto velho consiste em todos os bens que não sofreram modificações significativas. Estima-se a taxa de crescimento de cada produto e do emprego em dois períodos de tempo (2001 e 2003) e relaciona-se a taxa de crescimento do emprego com as taxas de crescimento da produção de cada bem. O objetivo é verificar se a inovação tecnológica em processo produtivo interfere no crescimento do emprego, alterando a eficiência dos fatores, assim como a inovação em produto, via estímulos de demanda. A hipótese inicial é de que a decisão de inovar independe da taxa de crescimento do emprego que, por sua vez, pode ser explicada, em parte, pela inovação tecnológica. Dessa forma, existem dois períodos em que, no primeiro, apenas os produtos velhos podem ser fabricados. Definimos Y_{it} como quantidade produzida Y , do produto i , no período t . Logo, por definição $Y_{2t} = 0$. Se a firma não inova em produto, Y_{2t} será nulo também no segundo período.

O modelo econométrico a seguir expressa a relação teórica:

$$l = -(\alpha) + y_1 + \beta \cdot y_2 \quad (2)$$

onde l é a taxa de crescimento da mão de obra empregada $\left(\frac{L_{12} - L_{11}}{L_{11}}\right)$, o coeficiente autônomo indica a taxa de crescimento da eficiência produtiva $\left(\frac{\theta_{12} - \theta_{11}}{\theta_{11}}\right)$, y_1 é a taxa de crescimento do produto antigo $\left(\frac{Y_{12} - Y_{11}}{Y_{11}}\right)$ e y_2 é a participação do produto novo na produção inicial da firma $\left(\frac{Y_{22}}{Y_{11}}\right)$.

Como não é possível observar diretamente a produção real das firmas, as variáveis que indicam taxa de crescimento da produção foram substituídas por *proxies* de taxa de crescimento das vendas. As taxas não são observadas diretamente, mas foram construídas a partir da receita líquida de vendas declarada pelas firmas nos dois períodos e a participação do produto novo nas vendas da firma ao fim do segundo período. Após corrigir pela taxa de inflação entre os períodos, essas *proxies* possibilitam observar variações nas vendas reais da firma entre um período e outro e o aumento nas vendas devido à inovação em produto¹¹. O problema de não se observar a produção real das firmas faz com que seja necessário construir as *proxies* de modo a minimizar a influência dos preços na variável. O objetivo é verificar, separadamente, o impacto de um aumento na produção de cada bem no emprego. Entretanto esses bens provavelmente são vendidos a preços diferentes e, ao substituir as *proxies* com valores nominais no lugar das variáveis de produção, nota-se que haverá endogeneidade causada pela influência dos preços no erro. Tal problema surge principalmente a partir da *proxy* para inovação em produto, onde não é factível supor que bens diferentes são vendidos ao mesmo preço. Já a *proxy* de aumento das vendas do produto velho foi corrigida por meio de um índice de preços, fazendo com que o efeito preço sobre o comportamento dessa variável fosse minimizado¹². Após a substituição das *proxies*, temos o seguinte modelo:

$$l = \alpha + \beta_1 g_1 + \beta_2 g_2 + u \quad (3)$$

onde g_1 é a taxa de crescimento das vendas entre os anos de 2001 e 2003 e g_2 é o crescimento nas vendas devido à produção de um novo bem.

A equação (3) identifica a elasticidade do emprego diante de uma variação de 1% na quantidade vendida de cada bem¹³. O coeficiente autônomo α capta o

11 A construção das *proxies* está apresentada no Anexo C.

12 Os preços foram ajustados usando o índice de preços industriais IPA desagregado por CNAE 3.

13 Para melhor ajuste do modelo aos dados, a forma funcional utilizada foi a log-log. Dessa forma os coeficientes indicam a elasticidade da variável resposta em relação à variação de um ponto percentual em cada preditor.

crescimento médio na eficiência produtiva do produto velho que tem seu impacto na taxa de crescimento do emprego. O parâmetro β_1 representa o impacto da variação percentual no crescimento das vendas do produto velho sobre o emprego. Já o parâmetro β_2 é capaz de indicar a relação direta entre a inovação em produto e a taxa de crescimento do trabalho. A variável g_2 , que expressa o aumento nas vendas da firma devido a vendas de um novo produto, é capaz de captar diretamente a inovação em produto. Entretanto, é possível existir alguma correlação dessa variável com a variável g_1 . A inovação em produto pode influenciar na produção dos bens tradicionais se o produto novo for complementar ou substituto do produto antigo. No caso da complementaridade, a produção do produto antigo pode aumentar com o aumento das vendas do produto novo. Já em caso de substitutibilidade, o produto novo pode diminuir ou mesmo cessar a produção do velho.

Outro problema surge a partir do momento em que as variáveis de produção real são substituídas por vendas nominais. A medida que firmas dotadas de algum poder de mercado precificam seus produtos de forma diferenciada, fica difícil isolar o efeito dos preços sobre as *proxies* g_1 e g_2 . Surge então um problema de identificação¹⁴. Para solucionar tal problema Jaumandreu (2003) sugere deflacionar g_1 e passá-la para o lado esquerdo da equação, supondo coeficiente unitário. Dessa forma o problema da correlação entre g_1 e g_2 é minimizado pois g_1 passa a ser usada como variável endógena. O modelo passa a captar um conjunto de efeitos sobre o emprego, não apenas os efeitos de variações na produtividade dos fatores, dado as inovações. Mas também efeitos de ajustes no preço e produção, gerando como resultado final o efeito líquido de um conjunto de fatores sobre o emprego.

Assim a equação (3) pode ser escrita como:

$$l - (g_1 - \pi_1) = \alpha + \beta \cdot g_2 + u \quad (4)$$

A equação (4) passa a expressar o crescimento do emprego por produto e permite identificar o efeito médio da produtividade no emprego se as firmas precificam seus produtos de acordo com a média do setor. Entretanto, o problema de identificação persiste à medida em que as firmas com algum poder de monopólio se desviam desse comportamento médio, repassando os ganhos com a produtividade aos preços, ou seja, não diminuem os preços na mesma proporção em que os custos de produção diminuem.

Estendendo a equação (4) para captar a inovação em processo, temos:

$$l - (g_1 - \pi_1) = (\alpha_0 + \alpha' d_1) + \beta_2 g_2 + u \quad (5)$$

Onde d_1 é igual a um para firmas que promoveram inovação em processo.

¹⁴ Detalhes sobre a influência dos preços nas variáveis encontram-se no Anexo B.

Julgou-se desnecessário inserir *dummy* para detectar inovação em produto, pois nos casos em que a firma não promove esse tipo de inovação a variável g_2 é nula. Já a inovação em processo não pode ser mensurada de forma quantitativa. As firmas respondem que promoveram mudanças tecnológicas significativas em seu processo de produção. Tal inovação poderá se manifestar, na prática, em mudanças na estrutura produtiva e, conseqüentemente, na eficiência de tais insumos. Por isso, as *dummies* de inovação em processo foram inseridas no coeficiente autônomo. Ao identificar a presença da inovação em processo torna-se possível identificar o impacto de variações na produtividade sobre o emprego da firma, como consequência da inovação. Espera-se que as firmas que inovaram a fim de aumentar a eficiência de seus insumos, entre eles o trabalho, apresentem um efeito direto gerado pela inovação em processo negativo. Ou seja, com o aumento da produtividade de cada trabalhador, a firma tende a contratar menos. Deve-se levar em conta que o modelo não consegue isolar os efeitos de oscilações autônomas no produto velho, como choques de demanda, variações em preços, etc. Seriam necessárias informações sobre a demanda pelos produtos da firma. Isso indica que o efeito final sobre demanda por trabalho, dada a inovação em processo, pode estar poluído por fatores do lado da demanda do consumidor que o modelo não é capaz de captar.

Para flexibilizar a hipótese usada no modelo original de que o trabalho é homogêneo, acrescentamos à regressão uma variável binária para captar o impacto da qualificação do trabalho. Como a amostra é composta por observações de firmas, foi necessário classificar a firma de acordo com a proporção de trabalhadores qualificados empregados. O trabalhador é classificado como qualificado quando possui segundo grau completo. A firma que apresentou a proporção do número de trabalhadores qualificados em relação ao número de trabalhadores empregados superior à mediana de trabalhadores qualificados em sua respectiva atividade econômica (CNAE) foi classificada como firma qualificada¹⁵. Identificou-se assim dois grupos de firmas, sendo o primeiro deles composto por *firmas intensivas em mão de obra qualificada* e o segundo por *firmas intensivas em mão de obra não qualificada*. O modelo estendido com a variável de qualificação tomou a seguinte forma:

$$l - (g_1 - \pi_1) = \alpha_0 + \alpha_1 d_1 + \alpha_2 d_q + \beta_1 g_2 + u \quad (6)$$

onde d_q é a *dummy* para detectar qualificação. A variável assume valor 1 para firmas classificadas como *firmas intensivas em mão de obra qualificada*.

15 A Classificação Nacional de Atividade Econômica é um código de atividade econômica criado sob a orientação do IBGE. Neste trabalho utilizaram-se firmas com CNAE.

2.2. Sobre os dados

A base de dados utilizada neste trabalho foi resultado do cruzamento de três bases disponibilizadas pelo IBGE. São elas: Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), Pesquisa Industrial Anual (PIA) e Pesquisa de Inovação Tecnológica (PINTEC)¹⁶. Todas as bases foram trabalhadas no nível de firma. Cada uma delas identificada por seu CNPJ, todas provenientes do setor industrial brasileiro. A RAIS é uma base anual censitária, de responsabilidade do Ministério do Trabalho, que cobre todo o mercado de trabalho formal brasileiro. Já a PIA e a PINTEC são pesquisas, executadas pelo IBGE, cuja unidade de investigação é a empresa industrial. A PIA cobre empresas com mais de cinco pessoas ocupadas. Para firmas com mais de 30 empregados a pesquisa é censitária. A PINTEC investiga empresas a partir de dez empregados. Entretanto, como o objetivo é captar inovação, está viesada para empresas que possuem maior probabilidade de realizar algum tipo de inovação tecnológica. O que faz com que TODAS as empresas com mais de 500 empregados estejam incluídas na amostra, compondo o chamado *estrato certo*, em que cada uma delas tem peso igual a um. As demais empresas fazem parte do *estrato elegível* e seu peso varia de acordo com a probabilidade de inovar e número de pessoas ocupadas. Devido às diferentes metodologias de coleta amostral, dois cuidados iniciais foram tomados ao cruzar as bases: primeiro, foram excluídas da amostra firmas com menos de 30 empregados, para captar de forma mais precisa o efeito da inovação. As firmas em fase de crescimento tendem a fazer mudanças constantes na sua estrutura produtiva que não necessariamente devem ser classificadas como inovação em processo. Segundo, foi de extrema importância utilizar os pesos amostrais da PINTEC, pois tendem a diminuir o viés causado pela seleção amostral.

A RAIS foi necessária para gerar informações em relação à qualificação dos trabalhadores empregados em cada empresa. A partir desta foi construída a *dummy* para qualificação utilizando a variável do número de pessoas ocupadas na empresa com segundo grau completo ou mais. A PIA forneceu informações em relação à receita líquida de vendas nos anos de 2001 e 2003. Por fim, a PINTEC 2003 informou se a firma exerceu algum tipo de inovação tecnológica e o tipo de inovação executada entre esses anos. O cruzamento das bases resultou em uma amostra de 8.496 firmas.

A próxima seção apresenta os resultados encontrados a partir das estatísticas descritivas, do modelo econométrico e suas respectivas análises.

3. Resultados empíricos

As análises a seguir apresentam, grosso modo, um retrato do comportamento médio das firmas que compõem o espaço amostral. O Anexo D apresenta a definição

16 Vale ressaltar a fundamental participação do estatístico Patrick Franco Alves, da DISET/IPEA, durante a manipulação das bases de dados.

das variáveis utilizadas na abordagem econométrica, bem como as *proxies* construídas a partir destas.

A Tabela 1 apresenta a composição da base amostral classificando as firmas pelo tipo de inovação e as médias das variáveis mais relevantes utilizadas na abordagem econométrica.

TABELA 1
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA BASE AMOSTRAL

COMPOSIÇÃO AMOSTRAL DAS FIRMAS SEGUNDO O TIPO DE INOVAÇÃO		DISTRIBUIÇÃO (%)		
PROCESSO		33,11		
PRODUTO		22,11		
PROCESSO E PRODUTO		42,06		
FIRMAS QUE NÃO INOVARAM		57,94		
COMPORTAMENTO MÉDIO DO PESSOAL OCUPADO NAS FIRMAS SEGUNDO A INOVAÇÃO		2001	2003	MÉDIA DAS TAXAS DE CRESCIMENTO ¹ em (%)
PROCESSO		394,81	362,77	9,23
PRODUTO		503,60	458,42	7,84
PROCESSO E PRODUTO		443,07	408,72	8,56
FIRMAS QUE NÃO INOVARAM		128,73	138,61	0,32
COMPORTAMENTO MÉDIO DA RECEITA LÍQUIDA DE VENDAS DAS FIRMAS SEGUNDO A INOVAÇÃO ²		2001	2003	MÉDIA DAS TAXAS DE CRESCIMENTO em (%)
PROCESSO		57.306.729,82	73.895.728,67	37,32
PRODUTO		85.353.895,98	109.174.693,79	27,61
PROCESSO E PRODUTO		76.048.174,73	101.757.304,24	34,21
FIRMAS QUE NÃO INOVARAM		19.453.008,68	16.562.908,14	44,76
COMPORTAMENTO MÉDIO DAS VENDAS DAS FIRMAS SEGUNDO A INOVAÇÃO		PRODUTO ANTIGO (G1)	PRODUTO NOVO (G2)	
PROCESSO		0,2781	0,0951	
PRODUTO		0,0798	0,1963	
PROCESSO E PRODUTO		0,2294	0,1127	
FIRMAS QUE NÃO INOVARAM		0,4476	0	

Fonte: IBGE.

Ao analisar a Tabela 1, nota-se primeiramente um padrão no comportamento médio do emprego e da receita líquida de vendas, em 2001 e 2003, em todas as firmas que inovaram, seja em processo, em produto ou em ambos. Nesses três grupos de firmas, a média do emprego cai de um ano para outro e a receita líquida de vendas aumenta. O oposto acontece com as firmas que não inovaram: a média da receita diminui e a média do emprego aumenta. Esse resultado é uma forte indicação de que a produtividade das firmas que inovam é superior à produtividade das firmas que não inovam. Estas precisam contratar mais para aumentar a produção, e a escala da produção deve ser decrescente. Além disso, elas podem restringir seu mercado consumidor se o aumento nos custos da produção for repassado aos preços. Portanto, é plausível supor que a queda na receita líquida de vendas é consequência da perda de competitividade das firmas que não inovaram.

A taxa de crescimento da receita líquida de vendas é positiva em todos os casos. Parece contraditório o fato de que essa taxa se encontra mais elevada nas firmas que não inovaram, o que provavelmente é consequência de uma grande dispersão nas observações dessa variável, onde a cauda superior da distribuição está puxando a média para cima. Ou seja, dentre as firmas que não inovaram, algumas delas apresentam uma taxa de crescimento da receita elevada o bastante para aumentar a média.

Seguindo de perto a modelagem proposta por Jaumandreu (2003), obtivemos os primeiros resultados econométricos. O primeiro modelo foi estimado apenas com o intuito de buscar correlações entre as variáveis de vendas e inovações com a taxa de crescimento do trabalho.

A regressão inclui *dummies* para captar o efeito da inovação em processo e da inovação em produto. A inovação em processo deve influenciar positivamente a eficiência produtiva dos fatores fazendo com que a firma inovadora consiga aproveitar melhor cada trabalhador empregado. Ao inserir essa *dummy* a pergunta a ser respondida será: “As firmas inovadoras em processo apresentam um comportamento (médio) diferenciado da taxa de crescimento do emprego quando comparadas com as firmas não inovadoras?”

A *dummy* para captar a inovação em produto segue o mesmo raciocínio: verificar se a taxa de crescimento do emprego se comporta de forma diferente em firmas que inovam em produto. Ao ofertar um produto novo, seja para o mercado ou para a própria firma, o mercado consumidor tende a se ampliar. Para suprir o aumento da demanda, as vendas e a produção aumentam e, conseqüentemente, o emprego. Portanto, teoricamente, firmas que exercem a inovação em produto tendem a apresentar taxas de crescimento do emprego mais elevadas que as firmas não inovadoras.

Assim, regrediu-se o logaritmo da taxa de crescimento do trabalho contra o crescimento real das vendas, inovação em processo e inovação em produto. A Tabela 2 apresenta tais resultados¹⁷. Para não poluir o intercepto, as *dummies* por atividade econômica foram utilizadas com a restrição de que o somatório de seus coeficientes é zero.

TABELA 2

Variável dependente:	Crescimento do emprego
Método:	OLS
Variáveis explicativas:	
Constante	-0,3110*** (0,0127)
Crescimento real de vendas (g)	0,4942*** (0,0071)
Inovação em processo (d_1)	0,0639*** (0,0115)
Inovação em produto (d_2)	-0,0077 (0,0130)
R_square = 47,51%	F_value = 223,15

*, **, ***, implica em significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros-padrões robustos após estimador de White.

A constante do modelo apresentou-se significativa, o que pode ser um indício de que variações na eficiência produtiva dos fatores geram mudanças significativas na demanda por trabalho. O coeficiente da variável “crescimento real de vendas” indica que um aumento na taxa de crescimento das vendas eleva a demanda por trabalho de forma significativa. Os resultados mostram que quando a taxa cresce em 1%, o nível de emprego tende a aumentar em 0,49%. Esse resultado é muito semelhante ao encontrado por Harrison (2005), onde o mesmo modelo aplicado à França, Alemanha, Espanha e Reino Unido, apresenta o mesmo padrão entre os coeficientes: todos eles apresentam-se positivos e menores que 1, indicando que o aumento de 1% nas vendas gera um retorno menor que 1% na taxa de crescimento da mão de obra empregada¹⁸.

17 Todas as regressões foram controladas por atividade econômica, inserindo *dummies* por CNAE.

18 Os coeficientes da variável “crescimento das vendas” para os países: França, Alemanha, Espanha e Reino Unido, foram de 0,43; 0,43; 0,35 e 0,48 (por cento) respectivamente. Todos eles significativos.

As *dummies* para captar inovação em processo e inovação em produto informam se o comportamento da taxa de crescimento do emprego tende a ser diferente pelo fato de uma firma executar certo tipo de inovação. As firmas que inovaram em processo apresentam sua taxa de crescimento do emprego 6,6% maior que as firmas que não exerceram este tipo de inovação¹⁹. Tal resultado surpreende, pois se esperava que a inovação em processo fosse poupadora de mão de obra. Entretanto, está *dummy* pode captar dois efeitos difíceis de serem isolados: firmas que inovam em processo e firmas que estão crescendo e, por isso, inovando. No caso dos países europeus, essa variável apresentou correlação negativa, como esperado, à exceção da Espanha. Já a *dummy* de inovação em produto não foi significativa. Nos países da Europa, a inovação em produto apresentou correlação positiva em todos os casos.

A fim de explorar melhor os efeitos das inovações, a Tabela 3 apresenta uma regressão mais informativa em relação ao modelo adotado. Busca-se verificar a relação entre a taxa de crescimento do trabalho e as variáveis de vendas do produto novo e do produto velho. Para testar se a inovação afeta a produtividade dos fatores, a variável explicativa passa a ser a diferença da taxa de crescimento do trabalho e do crescimento real de vendas do produto velho, controlado por variações de preço entre os períodos. Dessa forma, tem-se como variável dependente taxas de crescimento do emprego por produto (mensurado em termos de vendas reais). Entretanto, nesse modelo utiliza-se a receita proveniente do produto novo como *proxy* para inovação em produto. O valor da constante passa a ser uma estimativa da produtividade real dos fatores destinados à produção do produto velho.

TABELA 3

Variável dependente: crescimento do emprego por produto	$[l - (g_1 - \pi_1)]$		
Método:	OLS	IV1	IV2
Variáveis explicativas:			
Constante	-0,5478*** (0,0160)	-0,5618*** (0,0203)	-0,5571*** (0,0172)
Aumento nas vendas devido ao produto novo (g_2)	0,6088*** (0,0499)	0,9507*** (0,2761)	0,8000*** (0,1373)

*, **, ***, implica em significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros-padrões robustos após estimador de White.

¹ O instrumento usado foi grau de importância do produto novo.

² Utilizou-se um conjunto de instrumentos: grau de importância do produto novo, clientes como fonte de informação e gastos em P&D.

¹⁹ Vale lembrar que em modelos cuja forma funcional é logarítmica mas as variáveis binárias não estão em log, o coeficiente deve ser recalculado da seguinte forma: $(e^{\beta} - 1)100$.

A primeira coluna apresenta uma estimativa, em mínimos quadrados ordinários, da taxa de crescimento do emprego em relação às vendas provenientes da inovação em produto. Vale notar que pode haver um viés negativo nesse coeficiente devido às diferenças não observadas de preços entre os produtos. Como esse parâmetro indica a receita proveniente da venda de um novo produto sobre a receita inicial da firma (que supostamente é composta apenas pela venda do produto antigo), não seria plausível supor que diferentes produtos poderiam ser vendidos a preços semelhantes. Tal influência gera endogeneidade e simultaneidade no parâmetro²⁰.

A fim de corrigir o problema da endogeneidade, foi estimada uma regressão de mínimos quadrados ordinários em dois estágios utilizando uma variável instrumental no lugar da *proxy* de aumento das vendas devido ao produto novo²¹. O instrumento escolhido foi o grau de importância do produto novo nas vendas da firma. As firmas respondem, em uma escala de 1 a 4, se o produto novo contribuiu para o aumento das vendas e da produção um ano após implementar tal inovação. Assim, essa variável torna-se altamente correlacionada com a taxa real de participação do produto novo na produção da firma e não correlacionada com o aumento dos preços.

Após solucionar esse problema usando uma variável instrumental, nota-se um aumento significativo no estimador. O instrumento corrige o viés e demonstra que a influência dos preços gera um viés negativo no coeficiente. O modelo OLS indicou correlação positiva porém baixa elasticidade do emprego em relação às vendas do produto. A regressão em dois estágios sugere que realmente há influência negativa dos preços sobre o estimador, pois a elasticidade torna-se quase unitária.

Para testar a validade do instrumento utilizado, o modelo foi regredido novamente utilizando um conjunto de variáveis como instrumento. A terceira coluna apresenta os resultados da regressão em dois estágios utilizando dois instrumentos adicionais: gastos com P&D e firmas que utilizam clientes como fonte de informação para executar algum tipo de inovação. Os resultados mantêm o mesmo padrão, confirmando a robustez das estimativas.

Ao comparar esses valores com os valores encontrados nos países europeus, nota-se que as estimativas são bem semelhantes. A constante apresenta valor inferior aos quatro países, indicando que a eficiência produtiva dos fatores de produção alocados no produto antigo é menor, em média, no caso brasileiro²². E, quanto ao coeficiente da eficiência relativa, o mesmo acontece: ao corrigir a endogeneidade o valor se aproxima de 1, em todos os casos.

Para analisar se a inovação em processo afeta a eficiência produtiva foi introduzida uma variável binária no intercepto. Nesse caso, um coeficiente negativo

20 O problema surge a partir do momento em que $\text{cov}(g_i, u_i) \neq 0$, tornando o estimador inconsistente.

21 Para detalhes da metodologia da regressão de mínimos quadrados em dois estágios ou *Two Stage Least Square* (2SLS), ver Wooldridge (2001).

22 A produtividade média dos fatores alocados no produto antigo variaram de 3,6%, na França, e 7,4%, na Alemanha. Todos eles significativos.

da inovação em processo indicaria que a produtividade dos fatores aumenta quando a firma se submete à inovação tecnológica dos insumos.

TABELA 4

Variável dependente: crescimento do emprego por produto	$[l - (g_1 - \pi_1)]$	
Método:	IV ¹	IV ²
Variáveis explicativas:		
Constante	-0,5613*** (0,0222)	-0,5501*** (0,0177)
Inovação em processo (d_1)	0,0012 (0,0242)	0,0151 (0,0153)
Aumento nas vendas devido ao produto novo (g_2)	0,9330** (0,4536)	1,0074*** (0,1615)

*, **, ***, implica em significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros-padrões robustos após estimador de White.

¹ O instrumento usado foi grau de importância do produto novo.

² Utilizou-se um conjunto de instrumentos: grau de importância do produto novo e interação de importância do produto novo com inovação em processo.

O coeficiente positivo e não significativo surpreende, pois indica que não é possível comprovar ganhos de produtividade com a inovação em processo e, caso haja, não são significativos. Esse resultado pode ser reflexo do ajuste no preço dos produtos após os ganhos com a produtividade. Se as firmas que têm poder de mercado não diminuem os preços proporcionalmente à queda no custo marginal, o efeito da inovação em processo na produtividade dos fatores não é sentido. Por esse motivo o coeficiente deve ser menos significativo que deveria. Entretanto, ao comparar esse resultado com as estimativas encontradas nos países europeus, verifica-se comportamento semelhante. O coeficiente foi positivo e não significativo na Espanha e Alemanha e negativo, mas marginalmente significativo, na França e Reino Unido. Tal resultado indica baixo crescimento da produtividade com a inovação em processo, conseqüentemente, baixo impacto sobre o emprego.

Intuitivamente é plausível supor que é mais comum encontrar firmas que se submetem à inovação em produto simultaneamente à inovação em processo. Mas firmas que inovam em processo, não necessariamente inovam em produto. A inovação em processo torna-se um procedimento quase obrigatório se a firma pretende ganhar competitividade. Uma das explicações apresentada por Harrison (2005), é que produtos novos, que possuem menor produtividade em seus fatores de produção, tendem a induzir

uma inovação em processo para diminuir os custos de produção.

Supondo que a inovação em produto vem acompanhada da inovação em processo, testamos os efeitos dessa combinação usando como instrumento a variável de importância do produto novo em interação com a inovação em processo. A segunda coluna mostra que o coeficiente passa de 0,93% para 1,01% e se torna mais significativo. Os resultados encontrados por Harrison (2005) são muito semelhantes: para França, Alemanha, Espanha e Reino Unido, os coeficientes são 0,9; 1,03; 1,03 e 0,89% respectivamente.

A próxima regressão inclui *dummy* para qualificação a fim de investigar se a inovação tecnológica está carregada de algum viés em prol da mão de obra qualificada. Firms intensivas em mão de obra qualificada tendem a apresentar maior diminuição de postos de trabalho devido ao aumento da produtividade dos trabalhadores qualificados. Consequentemente, as taxas de crescimento do emprego tendem a ser decrescentes.

TABELA 5

Variável dependente: crescimento do emprego por produto	$[I - (g_1 - \pi_1)]$
Método:	IV
Variáveis explicativas:	
Constante	-0,5779*** (0,0191)
Firmas que inovaram em processo	0,0126 (0,0155)
Firmas intensivas em trabalho qualificado	0,0153 (0,0141)
Aumento nas vendas devido ao produto novo (g_2)	0,9963*** (0,1618)

*, **, ***, implica em significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros-padrões robustos após estimador de White.

A Tabela 5 mostra que as *dummies* não foram significativas. Ao contrário do que se esperava, firmas intensivas em trabalho qualificado não reagem de forma diferenciada à inovação, em relação às firmas intensivas em trabalho não qualificado.

No entanto, mais experimentos devem ser feitos, utilizando outras formas funcionais e classificação de qualificação. O fato de se classificar as firmas como qualificadas e não qualificadas pode ter anulado um resultado que deveria ser relevante.

Na literatura brasileira encontramos estudos com resultados opostos. Por exemplo, Menezes-Filho e Giovanetti (2006) ao testarem a hipótese de mudanças tecnológicas enviesadas para qualificação para os anos de 1996 e 2002²³, utilizando duas *proxies* distintas para qualificação, ocupação e educação, encontraram resultados robustos que não rejeitam a hipótese. Os autores formulam duas regressões para verificar tal viés. Na primeira delas, tentam explicar a proporção de emprego e de trabalhadores qualificados e não qualificados no emprego total por meio de preditores de estoque de capital, inovação tecnológica e valor agregado da firma. E, na segunda, modelam a proporção da massa salarial de trabalhadores qualificados e não qualificados na massa salarial total usando os mesmo preditores. Nesse contexto, os resultados encontrados foram robustos, indicando que toda firma que exerce atividade inovativa tende a demandar mão de obra qualificada. Entretanto, os autores não discriminam o tipo de inovação, e sim criam um critério para avaliar a intensidade tecnológica agregando diferentes tipos de inovação.

4. Conclusões

O presente trabalho investigou empiricamente como a taxa de crescimento da mão de obra empregada nas firmas reage a diferentes tipos de inovação. Procurou-se distinguir os efeitos da inovação em processo e da inovação em produto no crescimento do emprego entre os anos de 2001 e 2003. Motivados pela hipótese de que trabalho não qualificado e inovação tecnológica são insumos, em certo grau, substitutos, pretendeu-se explicar o comportamento da sensibilidade da demanda por mão de obra em firmas intensivas em trabalho qualificado que se submetem à inovação em processo.

A modelagem utilizada partiu do trabalho proposto por Jaumandreu (2003). E, para agregar informações em relação à qualificação ao modelo, no modelo econométrico foi dado um passo a mais inserindo *dummy* para qualificação da firma.

Algumas ressalvas em relação à limitação dessa metodologia devem ser feitas. Em primeiro lugar, é importante enfatizar que os coeficientes não revelam que tipo de mão de obra a firma tende a contratar após sofrer inovação. Apenas indicam como firmas compostas por trabalhadores mais ou menos qualificados reagem diante da inovação. Um segundo ponto é o fato de se classificarem as firmas por sua qualificação, enquanto o ideal seria utilizar diretamente microdados de trabalhadores. Outro ponto importante é o curto período que o modelo cobre. Como é uma abordagem em *cross section*, os resultados são adequados para análise de curto prazo.

23 Tal hipótese implica que a produtividade relativa do trabalhador qualificado aumenta após a implementação de inovação tecnológica. Ou seja, a razão "produtividade do trabalhador qualificado" sobre "produtividade do trabalhador não qualificado" aumenta, após a inovação.

Os resultados mostram que a elasticidade da taxa de crescimento do emprego em relação ao aumento nas vendas é significativa e menor que 1. Mas, ao discriminar as vendas pelo tipo de produto, notou-se que a elasticidade do crescimento no emprego em relação às vendas do produto novo é quase unitária. Esse resultado sugere duas interpretações: possivelmente o efeito da demanda por novos produtos se manifesta de forma mais intensa e que a inovação em produto apresenta efeitos positivos sobre o emprego. Em todos os modelos estimados, após corrigir a endogeneidade gerada pela influência dos preços, a elasticidade crescimento no emprego em relação ao produto novo tornou-se unitária.

A inovação em processo, surpreendentemente, não apresentou efeitos negativos e significativos sobre o emprego, mesmo após acrescentar a *dummy* para qualificação. Os coeficientes das variáveis binárias indicaram que nem a inovação em processo nem a mão de obra (empregada) qualificada geraram decréscimos na taxa de crescimento do emprego.

Ao comparar os resultados encontrados com as estimativas aplicadas para os países europeus é possível encontrar certo padrão em algumas variáveis. Em todos os casos a inovação em produto apresentou aumento em seu coeficiente após o uso dos instrumentos. Esse aumento fez com que o efeito compensatório, gerado pelo aumento na demanda por produtos novos, superasse o efeito negativo sobre o emprego dos ganhos com a produtividade. Outra comparação interessante é a diferença da magnitude dos coeficientes entre o Brasil e os países europeus. No Brasil os efeitos das variáveis foram todos mais modestos, ou seja, por meio do coeficiente da inovação em processo notou-se que os ganhos com a produtividade são maiores na Europa e o coeficiente da inovação em produto sugere que o mercado responde de forma mais lenta ou mais modesta aos estímulos na demanda diante da oferta de um novo bem. Tais fatores podem ser reflexos de uma economia menos dinâmica.

Os *insights* fornecidos pelos resultados empíricos sugerem que o possível efeito destrutivo da inovação em processo não foi significativo e que o efeito positivo causado pelo estímulo da demanda aos produtos da firma apresenta elasticidade unitária do emprego. Extrapolando as conclusões de curto prazo, e especulando a médio e longo prazos, somos levados a crer que, mesmo em casos pontuais em que a inovação em processo deve gerar efeitos negativos sobre o emprego, o aumento da produtividade dos trabalhadores que não são substituídos por tecnologia unido à queda no custo marginal da produção tende a aumentar ainda mais as vendas da firma, fazendo com que esta se torne mais propensa a inovar também em produto. E as consequências desse tipo de inovação tendem a prosperar o crescimento do emprego e da firma.

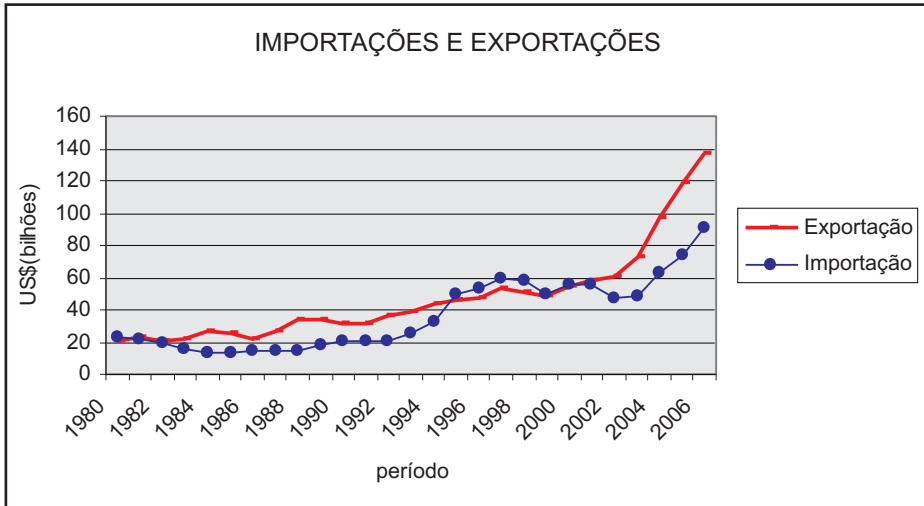
5. Referências bibliográficas

- ACEMOGLU, D. *Technical Change, Inequality and the Labor Market*. *Journal of Economic Literature*, 2002. v.40, n.1.
- ACEMOGLU, D. *Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality*. Forthcoming *Quarterly Journal of Economics*. 1997.
- ALONSO-BOREGO, C.; COLLADO, M. *Innovation and job Creation and Destruction: Evidence from Spain*. Working paper 01-38. *Statistics and Econometric Series* 24. 2001.
- AUTOR, D.; KATZ, L.; KRUEGER, A. *Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?* NBER Working Paper, 5956. 1997.
- AUTOR, D.; KATZ, L.; KERNEY, M. *The Polarization of Us Labor Marke*, NBER, Working Paper, 11986, 2006.
- BAHIA, L. *Impactos do Crescimento dos Complexos Industriais Brasileiros no Emprego e no Saldo Comercial: 1997 – 2003*, Tecnologia, Exportação e Emprego. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília, 2006.
- BELLMAN, L; SCHANK, T. *Innovations, Wages and Demand for Heterogenous Labour: New Evidence from a Matched Employer-Employee Data-Set*. IZA Discussion Paper Series, n.112. 2000.
- BENAVENTE, J.M; LAUTERBACH, R. *Technological Innovation and Employment: Complements or Substitutes?*, 2006.
- BERMAN, E.; BOUND, J.; GRILICHES, Z. *Changes in the demand for skilled labour within US manufacturin industries*; *Quarterly Journal of Economics*, 1994, v.109, pp.367-397.
- BEYER, H.; ROJAS, P.; VERGARA, R. *Trade Liberalization and Wage Inequality*. *Journal of Development Economics*, 1999, v.59.
- DE NEGRI, J.A.; DE NEGRI, F.; COELHO, D. *Tecnologia, Exportação e Emprego*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Brasília, 2006.
- FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N.A. *Escolaridade e Demanda Relativa por Trabalho: Uma Avaliação para o Brasil nas Décadas de 80 e 90*. In: *O Mercado de Trabalho no Brasil*. 1 ed. São Paulo: LTR, 2002, v. 1, pp. 199-222.
- GARCIA, A.; JAUMANDREU, J.; RODRIGUES, C. *Innovation and jobs: evidence from manufacturing firms*. MPRA Paper, n. 1204, 2002.
- GIOVANNETTI, B.C.; MENEZES-FILHO, N.A. *Abertura, Tecnologia e Desigualdade Salarial na Indústria Brasileira: A Dinâmica da Demanda por Qualificação*. Dissertação de Mestrado, FEA-USP, 2006.
- GREENE, W. *Sample Selection Bias as a Specification Error: A Comment*. *Econometrica*, 1981, v.49, n.3.

- GRILICHES, Z. *Capital-Skill Complementary*. The Review of Economics and Statistics, 1969, v.51, n.4.
- HANSON, G.; HARRISON, A. *Trade Technology and Wage Inequality: Evidence from Mexico*. NBER Working Paper, n. 5110, 1995.
- HECKMAN, J. *Sample Selection Bias as a Specification Error*. Econometrica, 1979, v.47, n.1, pp.153.
- HARRISON, R.; JAUMANDREU, J.; MAIRRESE, J. and PETERS, B. *Does Innovation Stimulate Employment? A Firm-level Analysis Using Comparable Micro Data from Four European Countries*. MPRA Paper, n.1245, 2005.
- JAUMANDREU, J. *Does Innovation Spur Employment? A firm-level analysis using Spanish CIS data*. Dec, 2003.
- MAIA, K.; ARBACHE, J. *O Impacto do Comércio Internacional e da Tecnologia na Estrutura do Emprego no Brasil*. Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise, n.16, 2001.
- MENEZES-FILHO, N.; ANDRADE, A. *O Papel da Oferta de Trabalho no Comportamento dos Retornos à Educação no Brasil*. Pesquisa e Planejamento Econômico, 2005, v.35, n.2.
- EUROPEAN COMMISSION, Oslo Manual: *The Measurement of Scientific and Technological Activities*. Organization for Economic Co-operation and Development – OECD, 2006.
- PETERS, B., *Employment Effects of Different Innovation Activities: Microeconometrics Evidence*. ZEW Discussion Paper, n.04-73
- REENEN, J. *Employment and Technological Innovation: Evidence for UK Manufacturing Firms*; Journal of labour economics, 1997, vol 2, 255-284.
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, USA, 2001.

ANEXO A

GRÁFICO 1



Fonte: Banco Central do Brasil.

ANEXO B – O PROBLEMA DA IDENTIFICAÇÃO:

VARIAÇÕES NÃO OBSERVADAS DE PREÇOS.

Um aumento na eficiência produtiva tende a diminuir o custo marginal na mesma proporção. Se as firmas precificam seus produtos a partir de um *mark-up* constante no custo marginal, então as variações no preço devem ser proporcionais às variações na eficiência produtiva mas com o sinal oposto. Entretanto, firmas dotadas de algum poder de mercado irão repassar a queda no custo marginal de forma diferente aos preços, aumentando seu *mark-up*.

Formalmente:

Suponha que variações no preço seguem as variações do custo marginal de acordo com:

$$\pi_1 = \pi_0 + \gamma c_{mg}$$

onde γ é a proporção da variação no custo marginal repassada ao preço do produto. Dessa forma variações no custo marginal estão relacionadas a ganhos de eficiência, *ceteris paribus*, de acordo com:

$$c_{mg} = \alpha_1 \cdot d$$

onde d é a inovação e α_1 é a variação no custo marginal proporcional ao ganho de eficiência gerado pela inovação. Os preços seguem a dinâmica:

$$\pi_1 = \pi_0 + \gamma(\alpha_1 d)$$

Entretanto, esse comportamento de repasse aos preços não é conhecido. Não é possível saber a real variação no custo marginal com a inovação, tampouco o *mark-up* ajustado ao preço. O modelo é capaz de estimar apenas o efeito na produtividade após os ajustes dos preços.

ANEXO C – CONSTRUÇÃO DAS PROXIES

Variáveis Seleccionadas:

L_1 = pessoal ocupado na firma no primeiro período (2001) (PIA)

L_2 = pessoal ocupado na firma no segundo período (2003) (PIA)

RLV_1 = receita líquida de vendas em 2001 (PIA)

RLV_2 = receita líquida de vendas em 2003 (PIA)

Y_2 = participação do produto novo nas vendas da firma (PINTEC)

d_1 = *dummy* para inovação em processo; 1 para os casos em que a firma inovou em processo (PINTEC)

d_q = *dummy* para qualificação da firma; 1, para os casos em que a firma é intensiva em mão de obra qualificada, ou seja, o número de trabalhadores qualificados empregados nessas firmas (com segundo grau completo) é superior à mediana do número de trabalhadores qualificados empregados em sua respectiva CNAE. (RAIS)

Construção das proxies:

1. Usar (1) e (2) para criar a taxa de crescimento do emprego:

$$l = \frac{\Delta L}{L} = \frac{L_2 - L_1}{L_1}$$

2. Usar (3), (4) e (5) para criar a *proxy* para inovação em processo (g_1) e inovação em produto (g_2)

Inovação em processo:

3. Variável teórica: $y_1 = \frac{Y_{12} - Y_{11}}{Y_{11}} \Rightarrow$ *Proxy*: $g_1 = \frac{P_{12}Y_{12} - P_{11}Y_{11}}{P_{11}Y_{11}}$

$$\text{Construção: } g_1 = \frac{RLV_2(1 - Y_2) - RLV_1}{RLV_1}$$

Inovação em produto:

$$\text{Variável teórica: } y_2 = \frac{Y_{22}}{Y_{11}} \Rightarrow \text{Proxy: } g_2 = \left(\frac{P_{22} Y_{22}}{P_{12} Y_{12}} \right) (g_1 + 1)$$

$$\text{Construção: } g_2 = \left(\frac{Y_2}{1 - Y_2} \right) (g_1 + 1)$$

ANEXO D – DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS:

VARIÁVEIS	DEFINIÇÃO
EMP_01	Emprego (pessoal ocupado) na firma em 2001 (PIA)
EMP_03	Emprego (pessoal ocupado) na firma em 2003 (PIA)
RLV_01	receita líquida de vendas da firma em 2001 (PIA)
RLV_03	receita líquida de vendas da firma em 2003 (PIA)
Y_2	participação do produto novo da firma na receita total das vendas (PINTEC)
g1	taxa de crescimento das vendas da firma devido ao produto antigo, entre 2001 e 2003
g2	taxa de crescimento das vendas da firma devido ao produto novo, entre 2001 e 2003
tx_RLV	taxa de crescimento da receita líquida de vendas da firma, entre 2001 e 2003
tx_EMP	taxa de crescimento do emprego na firma, entre 2001 e 2003
tx_EMP_nq	taxa de crescimento do trabalho não qualificado empregado na firma, entre 2001 e 2003
tx_EMP_q	taxa de crescimento do trabalho qualificado empregado na firma, entre 2001 e 2003

EFEITOS DAS TECNOLOGIAS DA INFORMAÇÃO E COMUNICAÇÃO NA PRODUTIVIDADE DA INDÚSTRIA BRASILEIRA: UMA APLICAÇÃO DE REGRESSÃO QUANTÍLICA¹

Marco Aurélio Alves de Mendonça²
Fernando de Almeida Freitas³

1. Introdução

Os impactos decorrentes da adoção e da difusão das chamadas tecnologias de informação e comunicação (TIC) se fizeram presentes em quase todos os setores da economia e da sociedade, nos últimos 30 anos.

O termo costuma designar o conjunto de recursos tecnológicos e computacionais para geração e uso da informação. As TIC estão fundamentadas nos seguintes componentes, a saber: *hardware* e seus dispositivos periféricos; software e seus recursos; sistemas de telecomunicações; e gestão de dados e informações. (REZENDE; ABREU, 2000).

O nível de profundidade com que tais tecnologias afetaram a atividade produtiva foi de tal forma significativo que, para alguns teóricos, implicou o surgimento de um novo paradigma de produção, nelas baseado. Sabe-se que as TIC afetam, embora de forma desigual, todas as atividades econômicas: setores maduros, como o têxtil, rejuvenescem; surgem novas indústrias, como a do software, que constituem a base de novo processo de desenvolvimento.

A indústria automobilística, por exemplo – cerne da era industrial –, produz atualmente automóveis que possuem mais tecnologia embarcada que os primeiros foguetes que levaram o homem ao espaço. Por isso, essas tecnologias tornaram-se fundamentais para as gestões pública, privada e individual, implicando incrementos na capacidade produtiva dos agentes econômicos (HARVEY, 2003).

Para Albertin e Moura (2002), os benefícios da adoção das TIC se traduzem principalmente na redução dos custos de produção, na maior flexibilidade de operações, no incremento da capacidade de inovação, na elevação da qualidade dos produtos e processos e, também, da produtividade da empresa.

1 Os autores agradecem os valiosos comentários de Danilo Coelho.

2 Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

3 Estatístico do Bradesco..

No entanto, há cerca de duas décadas não era possível evidenciar os benefícios da adoção das TIC na produtividade, fato que constituía fonte de ardoroso debate. Até a primeira metade dos anos 1990 os trabalhos empíricos geralmente não obtinham resultados condizentes com a intuição de que investimentos em TIC estariam positivamente associados a incrementos na capacidade de produzir.

Até então, os interessados no tema haviam se acostumado à expressão *paradoxo da produtividade dos computadores*. Para Solow (1987), “*computers were everywhere but in the productivity statistics*” (em tradução livre: os computadores estavam em todos os lugares, menos nas estatísticas de produtividade). Ademais, embora o estoque de computadores nas empresas norte-americanas tivesse crescido mais de 200%, na década de 1970, a produtividade, especialmente no setor de serviços, parecia estar estagnada (BRYNJOLFSSON; HITT, 1995).

Paulatinamente, entretanto, o *puzzle* começou a se resolver e foram produzidos estudos que apontaram para três fatores que contribuíram para o *paradoxo da produtividade*.

Em primeiro lugar, alguns dos benefícios das TIC não eram captados pelas estatísticas de produtividade (TRIPLETT, 1999). O principal problema residia na mensuração da produtividade no setor de serviços, parte da economia onde a maioria dos investimentos em TIC ocorre.

Um segundo motivo da dificuldade em encontrar evidências dos incrementos de produtividade decorrentes da adoção das TIC se deve ao intervalo temporal necessário à emergência dos benefícios inerentes ao uso dessas tecnologias. Há um claro espaço de tempo necessário ao aprendizado.

O terceiro motivo é fruto do fato de que a maioria dos estudos empreendidos em nível da firma contam com amostras de firmas de pequeno porte, advindas de fontes privadas. Além de as fontes serem não oficiais, as amostras utilizadas não representavam a economia como um todo.

Nesse contexto, o surgimento de novas bases de dados, principalmente em nível da firma, foi primordial. Com o tempo, novos trabalhos foram sendo desenvolvidos na literatura internacional.

Em trabalho cujo foco foi de nível macroeconômico, Jorgenson (2002) constatou que uma parte substancial da retomada do crescimento econômico norte-americano após 1995 pode ser atribuída às TIC.

Em outro trabalho, Jorgenson e Motohashi (2005) estimaram fronteiras de possibilidades de produção com objetivo de comparar as fontes de crescimento econômico das economias de Estados Unidos e Japão, no período de 1975 a 2003, focalizando o papel da tecnologia da informação. Os autores concluíram que a

expansão dos investimentos em equipamentos de TIC, durante a última metade dos anos 1990, foi acompanhada pelo crescimento da produtividade nos dois países.

Gera, Gu e Lee (1999) estimaram equações de corte transversal empilhadas levando em conta 27 indústrias, em cinco períodos (1971-75; 1976-79; 1980-85; 1986-89; 1990-93), e regrediram a taxa de crescimento média da produtividade do trabalho. Assumindo o processo de produção modelado por uma função Cobb-Douglas (1928), os autores atestaram que os investimentos nas TIC são importante fonte de crescimento da produtividade da força de trabalho, tanto nos Estados Unidos quanto no Canadá. Ademais, os investimentos nas TIC foram considerados mais importantes que os demais no que diz respeito ao crescimento da produtividade.

Greenan, Mareisse e Topiol-Bensaid (2001), por sua vez, realizaram estudo descritivo dos dados acerca de firmas francesas, com o objetivo de explorar correlações entre indicadores de tecnologia da informação e comunicação, pesquisa e desenvolvimento e medidas de produtividade do trabalho.

Os autores utilizaram quatro amostras de dados de painel relacionados a empresas industriais e do setor de serviços para os períodos de 1986-1990 e 1990-1994. O principal indicador relacionado às TIC consistiu na razão entre os gastos em equipamentos de escritório e computadores e gastos totais em ativos físicos, com objetivo de aferir a proporção dos ativos físicos destinados às tecnologias de informação. Foram encontradas fortes evidências de que a adoção das TIC se correlaciona positivamente com a produtividade do trabalho.

Crépon, Heckel e Riedinger (2003) também examinaram os efeitos das TIC na produtividade das firmas. Utilizando-se de amostra de 3.646 firmas, referente ao período de 1994 a 1997, os autores alegaram que tais efeitos impactam principalmente a eficiência do trabalho, embora nem todas as categorias de trabalhadores sejam afetadas da mesma forma. O uso da Internet, por exemplo, está mais fortemente correlacionado com a eficiência de trabalhadoras mais qualificadas; a adoção de *Electronic Data Interchange* (EDI) melhora a eficiência de jovens trabalhadores de forma geral.

Matteucci e Sterlacchini (2005) também realizaram regressões em nível da firma. Com amostra de 3.918 firmas italianas para o período de 1998 a 2000, os autores constataram que a adoção de TIC produz impactos positivos na produtividade, embora seus resultados sejam significantes apenas quando se utilizam variáveis defasadas; nesse caso, o impacto esperado do uso da TIC é superior inclusive àqueles derivados das atividades de P&D. Os resultados encontrados pelos autores são consistentes com a hipótese *delay*, isto é, existiria uma desfasagem temporal entre a adoção de TI e melhoria da *performance*.

Embora a literatura empírica sobre o tema esteja se consolidando em nível internacional, há ainda poucas contribuições na literatura nacional. Em recente artigo, Basant *et al* (2006), a partir de dados em nível da firma de 1.000 empresas brasileiras e indianas, investigaram os determinantes da adoção das TIC e seus impactos no desempenho das firmas de ambos os países. Os resultados obtidos indicaram forte relação entre investimentos nessas tecnologias e produtividade.

Mendonça *et al.* (2008) realizaram análise de corte transversal e a técnica de mínimos quadrados generalizados (GLS), também a partir de *firm-level data*. A amostra utilizada contemplou 26.776 unidades industriais brasileiras, e os resultados indicaram que as firmas industriais que adotaram as TIC possuíam, em média, trabalhadores 12,44% mais produtivos que as não adotantes, para o ano de 2003⁴.

Neste estudo foi utilizada a mesma amostra desse último trabalho, bem como o ano de referência, 2003. Aqui, o objetivo foi evidenciar os efeitos da adoção das TIC na produtividade do trabalhador das firmas da indústria de transformação brasileira, ao longo de toda a distribuição condicional.

Para realizar essa tarefa, utilizou-se o método da regressão quantílica.

Além dessa introdução, o artigo está estruturado da seguinte maneira: na seção 2, apresenta-se a estratégia empírica adotada. A seção 3 descreve os dados utilizados e algumas estatísticas preliminares obtidas. A seção 4 refere-se aos resultados obtidos. A última seção apresenta as considerações finais.

2. Estratégia empírica

O método de mínimos quadrados ordinários (MQO) permite a estimação de parâmetros médios das distribuições correspondentes a um conjunto de informações de um vetor de variáveis explicativas. A regressão por MQO estima a função linear das médias condicionais como $E(Y | X = x) = X\beta$, que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos ao estimar o parâmetro β , a partir da resolução de:

$$\hat{\beta} = \min \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta)^2$$

Trata-se de uma abordagem bastante útil quando se assume que as possíveis diferenças, em termos do impacto das variáveis exógenas ao longo da distribuição, não constituem fato relevante para o problema de pesquisa.

Essa suposição, no entanto, pode se revelar inadequada em muitos casos, especialmente se há grande heterogeneidade das variáveis explicativas, fato que torna o efeito condicional médio uma informação de pouca valia.

⁴ Os resultados também indicaram que os setores produtivos mais intensivos em conhecimento, ou seja, os mais produtivos, foram justamente aqueles que, em geral, apresentaram médias superiores de adoção de tecnologia da informação..

Ao contrário dos MQO, a regressão quantílica (RQ), introduzida por Koenker e Bassett (1978), permite completa caracterização da distribuição condicional das variáveis dependentes. Por isso, pode-se dizer, constitui uma estratégia que provê informações mais acuradas, já que amplia a possibilidade de estimação de parâmetros para os quartis condicionais da variável resposta. A técnica é especialmente útil quando os dados apresentam grande heterogeneidade, implicando que o centro e as caudas das distribuições condicionais variem diferentemente com as covariáveis.

De acordo com Buchinsky (1998), a RQ, que inclui a regressão mediana como um caso especial apresenta características que a tornam extremamente útil, tais como:

- os modelos podem ser usados para caracterizar toda a distribuição condicional de uma variável resposta dado um conjunto de regressores;
- o modelo tem uma representação na forma de programação linear que facilita a estimação dos parâmetros; a função objetivo da RQ é uma soma ponderada de desvios absolutos, fornecendo uma medida robusta, de modo que o vetor de coeficientes estimados não é sensível a observações extremas (*outliers*) na variável dependente⁵;
- quando os erros não seguem a distribuição normal, os estimadores de RQ podem ser mais eficientes que os estimadores de mínimos quadrados;
- soluções diferentes para quartis distintos podem ser interpretados como diferenças na resposta da variável dependente as mudanças nos regressores em vários pontos da distribuição condicional da variável dependente.

Koenker e Hallock (2001) acrescentam que as estimativas quantílicas são equivariantes a transformações monotônicas da variável resposta. Segundo os autores, a RQ não pode ser estimada segmentando a distribuição incondicional da variável resposta e ajustando uma estimativa de mínimos quadrados para os subconjuntos. Essa aproximação conduz a resultados desastrosos quando, por exemplo, os dados incluem *outliers*. Em contraste, a RQ utiliza todos os dados de uma amostra para cada um dos quartis.

A RQ generaliza o conceito de quartil univariado para quartil condicionado dado uma ou mais covariáveis.

Para a estimação de uma equação de produtividade, derivada da função de produção Cobb-Douglas (1928), o modelo de regressão quantílica pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\mathbf{h} \quad y_i = x_i \beta_\tau + u_{\tau i}, \text{ com } \text{Quart}_\tau(\mathbf{h} \ y_i \mid x_i) = x_i \beta_\tau$$

5 No entanto, como no MQO, as estimativas não são robustas a observações extremas das variáveis independentes.

onde X_i é um vetor de variáveis explicativas e β_τ , um vetor de parâmetros. $Quant_\tau(\mathbf{h} \ y_i \mid x_i)$ denota o τ -ésimo quartil de $\ln y$, dado x .

Os parâmetros estimados em cada quartil representam o impacto marginal no τ -ésimo quartil condicional devido a uma mudança no i -ésimo elemento de x .

A τ -ésima regressão quantílica, onde $0 < \tau < 1$, é definida como a solução do seguinte problema:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \left\{ \sum_{i: \ln y_i \geq x_i \beta} \tau |\ln y_i - x_i \beta_\tau| + \sum_{i: \ln y_i < x_i \beta} (1-\tau) |y_i - x_i \beta_\tau| \right\}$$

Normalmente pode ser escrito da seguinte forma:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \sum_i \rho_\tau(\ln y_i - x_i \beta_\tau),$$

onde ρ_τ é a função indicadora definida por $\rho_\tau(\varepsilon) = \tau \text{ se } \varepsilon \geq 0$ ou $\rho_\tau(\varepsilon) = (\tau - 1)\varepsilon$ se $\varepsilon < 0$.

Esse problema não possui formulação explícita, mas pode ser resolvido por meio de métodos de programação linear, enquanto os erros-padrão podem ser obtidos com o uso de *bootstrap*.

A regressão mediana é um caso particular que é obtido quando $\tau = 0,5$. O primeiro quartil é obtido quando $\tau = 0,25$ e assim por diante. Ao estabelecer $0 < \tau < 1$, pode-se traçar toda a distribuição condicional de y em relação a x .

Nesse contexto, a regressão quantílica permite a visualização de diferentes pontos da distribuição condicional, de maneira que constitui uma forma mais parcimoniosa de descrição.

3. Conjunto de dados

A amostra utilizada neste estudo é idêntica àquela usada por Mendonça *et al.* (2008) e inclui um total de 26.776 firmas industriais brasileiras.

A base de dados focaliza exclusivamente a indústria de transformação, bem como concatena as informações de inovação tecnológica, balanço contábil das firmas, características da mão de obra, desempenho externo e origem do capital controlador, provenientes das seguintes fontes, a saber:

- Pesquisa de Inovação Tecnológica (PINTEC) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA), ambas produzidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);
- Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE);

- Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC);
- Censo de Capitais Estrangeiros, do Banco Central do Brasil (BCB).

A raiz de ligação das bases de dados citadas é o Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) das firmas⁶.

O estudo utiliza a PINTEC 2003⁷ como base de referência. As variáveis qualitativas, entendidas como aquelas que não envolvem registro de valor, referem-se a um período de três anos consecutivos, de 2001 a 2003; e as variáveis quantitativas dizem respeito apenas ao último ano do período de referência da pesquisa. A população-alvo foi constituída por empresas que contam com pelo menos 30 trabalhadores.

Considerou-se como adotante das TIC a firma que respondeu *sim* ao item 195 da PINTEC, que indica a adoção, entre 2001 e 2003, de ferramentas de gestão de informação, tais como: EDI (*Electronic Data Interchange*), ERP (*Enterprise Resource Planning*), etc.

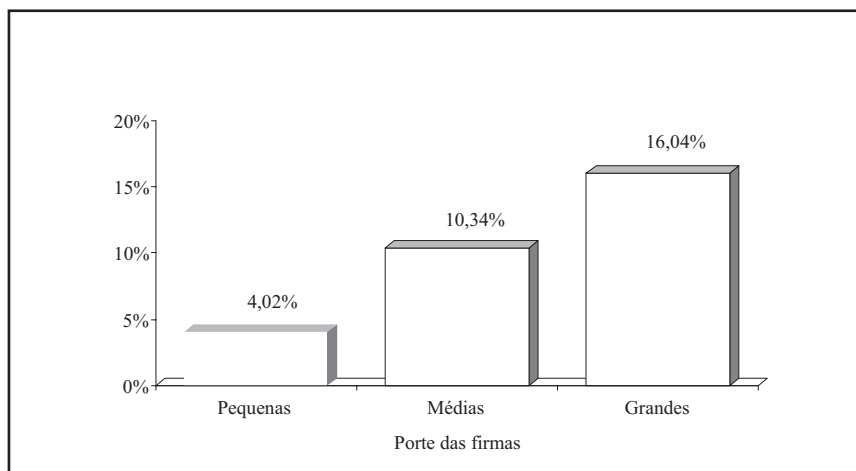
3.1. Resultados preliminares

Do total da amostra, aproximadamente 6,36% das firmas afirmaram utilizar as tecnologias de informação e comunicação. Quando categorizadas por porte, os dados indicam que a probabilidade de adoção das TIC tende a aumentar à medida que a firma cresce. A Figura 1 ilustra essa ideia e mostra que o uso das TIC é muito superior nas firmas consideradas grandes.

6 O banco de dados foi organizado pelo IPEA, mas a realização do trabalho só foi possível devido às parcerias estabelecidas entre o IPEA, o IBGE, o TEM, o BCB e a SECEX/MDIC. O acesso às seguiu rigorosamente os procedimentos que garantem o sigilo de informações restritas.

7 A referência teórica da PINTEC é o Manual de Oslo.

FIGURA 1
ADOÇÃO DAS TIC, SEGUNDO O PORTE DAS FIRMAS⁸



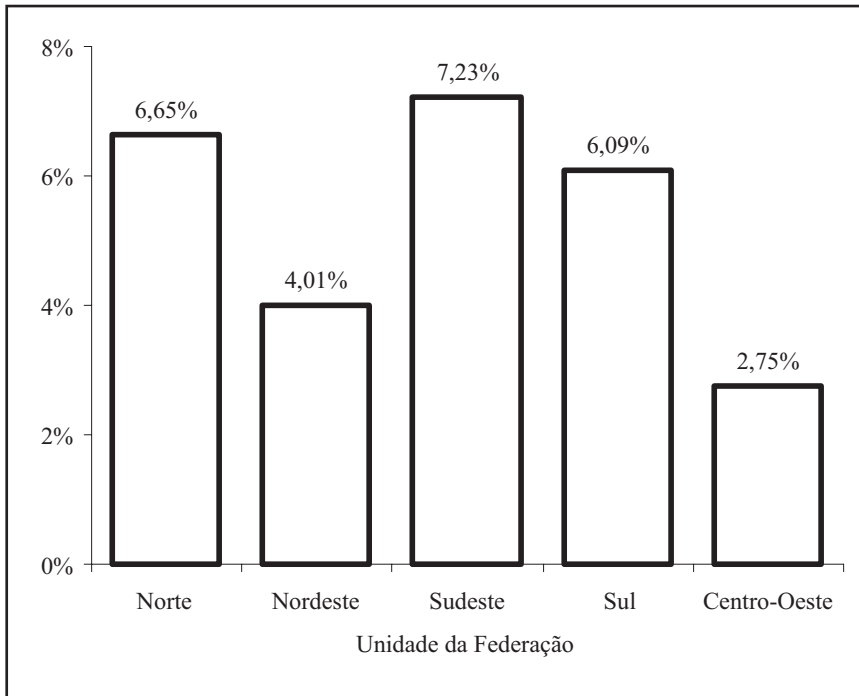
Fonte: elaboração própria, a partir de PIA; PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

Com relação à distribuição regional das empresas usuárias das TIC (Figura 2), os dados indicam que os percentuais de adoção de tecnologias de informação e comunicação são mais elevados nas regiões mais desenvolvidas do país, a saber: na Região Sudeste, 7,23% das empresas é adotante das TIC; na Região Sul, 6% o são; enquanto, na Região Norte, onde está concentrada grande parte da indústria nacional de eletroeletrônicos, instalada na Zona Franca de Manaus, chega-se a 6,65%.

É bastante razoável afirmar que a adoção das TIC está associada ao nível de desenvolvimento regional brasileiro, de forma que as regiões mais adiantadas foram justamente aquelas que apresentaram maior percentual de utilização das tecnologias.

⁸ A categorização das empresas quanto ao porte obedece à classificação proposta pela Organização para Cooperação Econômica e Desenvolvimento (OECD), segundo a qual firmas pequenas possuem de 10 a 49 empregados; médias, de 50 a 249; e grandes, acima de 249 funcionários (CROWLEY, 2004).

FIGURA 2
DISTRIBUIÇÃO DAS FIRMAS ADOTANTES DAS TIC, SEGUNDO AS REGIÕES DO BRASIL



Fonte: Elaboração própria, a partir de PIA; PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

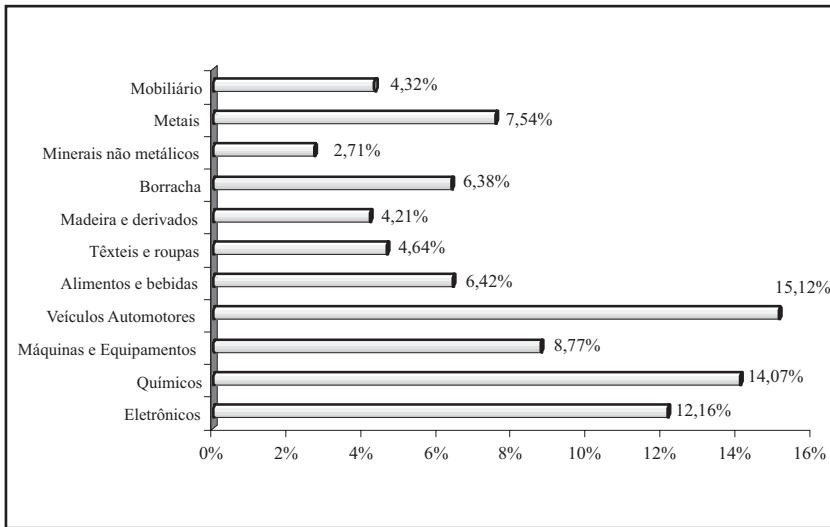
É importante ressaltar a heterogeneidade relacionada à adoção das TIC nos diversos setores produtivos da indústria nacional. A Figura 3 focaliza essa disparidade. Neste exercício, as firmas foram categorizadas segundo a classificação do *Eurostat* por intensidade tecnológica⁹.

Os dados indicaram que os setores produtivos mais intensivos em conhecimento foram justamente aqueles que, em geral, apresentaram médias superiores de adoção das tecnologias da informação e comunicação.

O setor de transporte foi o que mais se destacou, com um percentual superior a 15%. Em seguida, há o setor de químicos, que ultrapassou os 14%; os eletroeletrônicos atingiram a marca de 12%; enquanto o setor de máquinas obteve aproximadamente 9% de adoção.

⁹ Segundo esta entidade, os setores mais intensivos em conhecimento são: aeroespacial, farmacêuticos, computadores e equipamentos de escritório, eletrônicos e comunicações e instrumentos científicos. A classificação utilizada pelo órgão europeu foi harmonizada com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), com desagregação em três dígitos. (GÖTZFRIED, 2004).

FIGURA 3

DISTRIBUIÇÃO DA FIRMAS ADOTANTES DE TIC, POR SETOR DE ATIVIDADE

Fonte: Elaboração própria, a partir de PIA; PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

A Tabela 1 é útil para ressaltar algumas diferenças importantes inerentes às firmas que utilizam ou não as TIC. O primeiro ponto importante diz respeito à produtividade do trabalhador. Os dados indicam que as empresas que adotam TIC possuem, em média, empregados com produtividade significativamente maior *vis a vis* a empresas não adotantes.

Conforme o esperado, as adotantes são firmas maiores, tanto pelo critério de pessoal ocupado quanto pelo estoque de capital.

O percentual de estrangeiras entre as firmas adotantes de TIC é significativamente maior, bem como no que diz respeito ao fato de ser empresa exportadora.

O tempo de estudo médio dos trabalhadores é superior também para o caso de firmas adotantes.

Os dados também indicam que as firmas adotantes de TIC tendem a reter mais funcionários, evitando a rotatividade de pessoal, e possuem uma capacidade de absorção superior à média.

TABELA 1
COMPARAÇÃO ENTRE ADOTANTES E NÃO ADOTANTES DAS TIC

Características da firma	Adota TIC	Não adota TIC
Produtividade (média em R\$)	58.985,01	28.090,22
Pessoal ocupado (média)	471,76	111,9
Estoque de capital (em R\$)	47.900.000	5.024.826
Controle de capital (% das estrangeiras)	15,06	4,11
Exportadora (% das exportadoras)	54,44	24,69
Tempo de estudo médio (média em anos)	8,84	7,84
Retenção de funcionários ¹ (% de cada categoria)	22,29	8,54
Número de observações (sem fator de expansão)	1.353	6.062

Fonte: elaboração própria, a partir de PIA; PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

Após a observação de algumas peculiaridades das firmas usuárias das tecnologias de informação e comunicação, foram realizados outros exercícios descritivos a fim caracterizar inicialmente a heterogeneidade inerente à adoção das TIC.

Para tanto, construiu-se um gráfico do tipo *box-plot* (Figura 4) que apresenta um sumário da distribuição da produtividade do trabalho das firmas industriais brasileiras para sete grupos de firmas, categorizadas por porte, a saber:

- 1 – firmas com menos de 30 empregados;
- 2 – 30 < número de empregados < 50;
- 3 – 50 < número de empregados < 100;
- 4 – 100 < número de empregados < 250;
- 5 – 250 < número de empregados < 500;
- 6 – 500 < número de empregados < 1000; e
- 7 – Mais que 1.000 empregados.

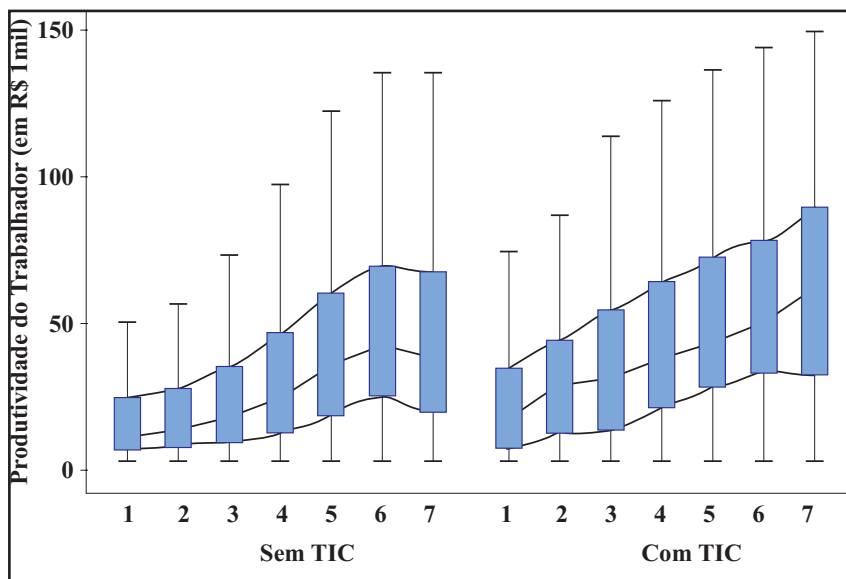
Com objetivo de mapear visualmente os níveis de produtividade do trabalhador das empresas que são adotantes e não usuárias das TIC, o *box-plot* a seguir ilustra a variação interquartilica para cada grupo de firmas.

A interpretação usual sugere que as firmas adotantes das TIC possuem trabalhadores mais produtivos. Nota-se que, em todas as caixas, o nível de produtividade destas parece ser superior, isto é, aparentemente, as firmas adotantes

possuem trabalhadores mais produtivos, independentemente do porte da companhia. Ademais, pelo menos aparentemente, parece haver uma tendência de aumento da produtividade a uma taxa decrescente à medida que aumenta o porte das firmas.

É interessante notar que o 75º percentil tem um comportamento diferente do 25º e do 50º percentis. O 75º percentil apresenta crescimento maior nos primeiros grupos e atenuando nos maiores, enquanto que os demais têm uma taxa de crescimento menor nos primeiros grupos, com elevação nos grupos intermediários e tendência de queda no último grupo. A média (indicada pelo símbolo +) permeia todos esses resultados. Outra observação importante é a tendência ao alargamento da dispersão da distribuição à medida que o porte da firma aumenta.

FIGURA 4

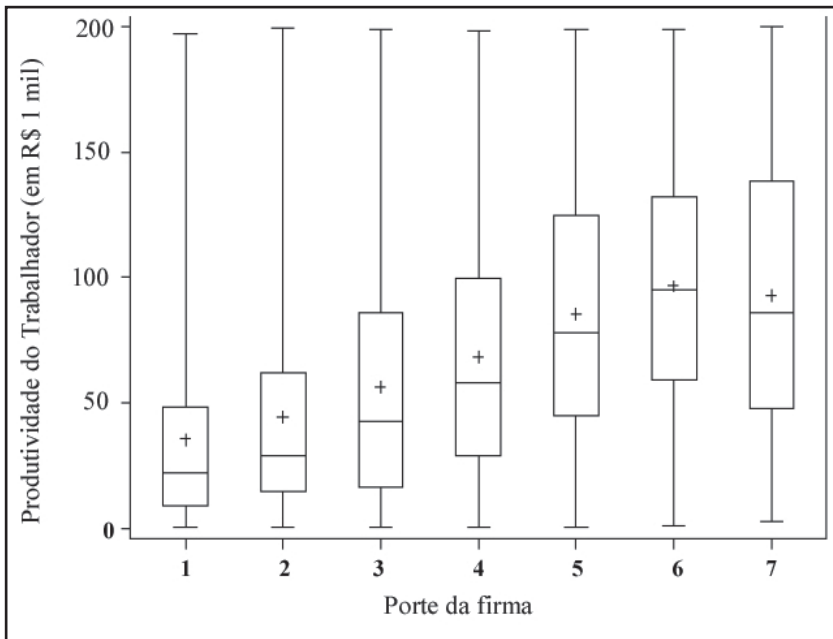
PRODUTIVIDADE DO TRABALHO, POR PORTE

Nota: O sinal de + representa a média, o traço no interior dos quadrantes representa a mediana e o limite superior da caixa representa o 75º percentil e o limite inferior da caixa é o 25º percentil.

Fonte: elaboração própria, a partir de PIA; PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

Em outro exercício, subdividiu-se o total de firmas pelo montante daquelas que adotaram as TIC e as que não o fizeram. A análise das caixas das firmas adotantes das TIC (Figura 5) indica a existência de tendência de aumento da produtividade relacionada à elevação do porte.

FIGURA 5

PRODUTIVIDADE DO TRABALHO POR CLASSE DE PORTE DE FIRMA

Nota: o sinal de + representa a média, o traço no interior dos quadrantes representa a mediana e o limite superior da caixa representa o 75º percentil e o limite inferior da caixa é o 25º percentil.

Fonte: elaboração própria, a partir de PIA; PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

Uma das maneiras de avaliar a veracidade do argumento é a realização de um teste estatístico que verifique a existência de dominância estocástica de primeira ordem de uma distribuição em relação à outra.

O teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov (K-S), realizado a partir de duas amostras independentes, verifica se a função de distribuição acumulada da população correspondente a uma das amostras está completamente à esquerda ou completamente à direita da função de distribuição tomada como base.

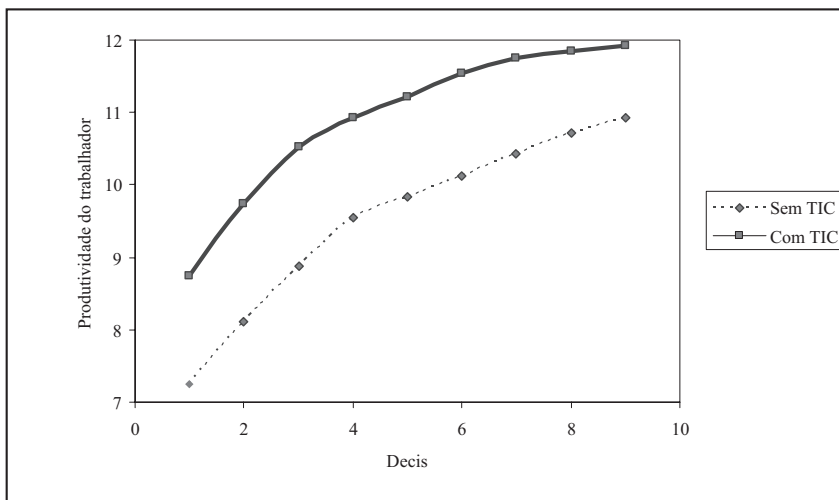
Definiu-se, portanto, como a hipótese nula dada por: $H_0: \beta_{TIC} > \beta_{N\grave{A}O-TIC}$, ou seja, a hipótese de que firmas adotantes das TIC são mais produtivas do que as não adotantes, em toda sua distribuição.

O resultado do teste K-S gerou a estatística 0,3527, com *p-valor* igual a 0,000. Por isso, não é possível rejeitar H_0 , evidenciando que a distribuição de probabilidade das firmas adotantes das TIC domina estocasticamente aquelas não adotantes.

A Figura 6 apresenta as distribuições acumuladas da produtividade das firmas industriais brasileiras que adotam e não adotam as TIC. Os dados indicam que as adotantes são mais produtivas que as não adotantes.

No entanto, não se pode inferir a existência de efeito causal, já que é de se esperar que a adoção das TIC seja mais comum (e em maior intensidade) em firmas com maior capacidade financeira. Como as empresas de grande porte possuem proporcionalmente, em média, mais recursos financeiros que as demais, bem como maior qualificação da mão de obra, maior inserção internacional, etc., os resultados não condicionam outros fatores que poderiam determinar a produtividade dessas empresas.

FIGURA 6
DISTRIBUIÇÃO ACUMULADA DA PRODUTIVIDADE (EM R\$ 10 MIL) DAS FIRMAS INDUSTRIAIS ADOTANTES E NÃO ADOTANTES DAS TIC - 2003.



Fonte: elaboração própria, a partir de PIA; PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

4. Resultados

Com o objetivo de controlar ao máximo a heterogeneidade dessas firmas e isolar o efeito da adoção das TIC, utilizou-se o método de regressão quantílica.

O modelo empírico contempla a indústria de transformação brasileira e recorre a variáveis explicativas normalmente utilizadas em modelos de explicação de produtividade no Brasil e no Exterior. O diferencial desse modelo – frente aos demais – é a tentativa de mensurar os impactos decorrentes da adoção de tecnologia da informação na produtividade do trabalhador.

Assim sendo, o modelo foi estruturado da seguinte maneira:

$$Y(\theta)_i = \alpha(\theta) + \beta_1(\theta)L + \beta_2(\theta)K + \beta_3(\theta)TIC + \beta_4(\theta)Exp + \beta_5(\theta)Multis + \beta_6(\theta)CAP + \beta_7(\theta)Retenção + \beta_8(\theta)Estudo + \beta_9(\theta)X + \varepsilon_i$$

Sendo Y_i o logaritmo neperiano da produtividade do trabalhador, isto é, a razão entre valor da transformação industrial (VTI) e pessoal ocupado (PO); L , o logaritmo neperiano do número de trabalhadores; K , o logaritmo neperiano do Estoque de Capital¹⁰, Exp , uma variável *dummy* que assume 1 se a firma é exportadora e zero caso contrário; $Multis$, variável *dummy* onde 1 a firma tem 50% ou mais de capital controlador estrangeiro e 0 caso contrário; CAP , *dummy* de capacidade de absorção da firma¹¹; $Estudo$ é o logaritmo natural da educação formal da mão de obra; $Retenção$, variável contínua que reflete a retenção de trabalhadores pela empresa; e o vetor X constitui as variáveis de controle da Unidade da Federação e Atividade Setorial a 2 dígitos (CNAE).

Como principal variável de interesse utilizou-se a *dummy* “TIC”, cujo objetivo é diferenciar as firmas que adotam as TIC daquelas que não o fazem. Espera-se que a adoção de TIC tenha impacto positivo na produtividade.

Os resultados são apresentados na próxima tabela.

TABELA 2
RESULTADOS DAS REGRESSÕES MQO E QUANTÍLICA

	MQO	10°	20°	30°	40°	50°	60°	70°	80°	90°
L	1.102	1.156	1.192	1.119	1.099	1.059	1.028	1.015	0.965	0.903
	(11.45)**	(7.18)**	(9.42)**	(6.26)**	(3.70)**	(3.64)**	(1.82)+	(1.64)+	(2.00)*	(5.78)**
K	0.143	0.174	0.128	0.154	0.143	0.15	0.146	0.146	0.152	0.173
	(38.49)**	(21.62)**	(16.20)**	(19.71)**	(12.45)**	(19.74)**	(19.25)**	(14.81)**	(16.22)**	(19.06)**
TIC	0.128	0.146	0.15	0.085	0.086	0.101	0.112	0.095	0.116	0.155
	(5.97)**	(3.78)**	(3.70)**	(2.38)*	(2.75)**	(2.92)**	(3.38)**	(2.23)*	(2.71)**	(3.44)**
Multis	0.251	0.239	0.225	0.235	0.241	0.237	0.276	0.288	0.273	0.221
	(8.32)**	(4.38)**	(4.29)**	(5.35)**	(3.77)**	(5.82)**	(7.03)**	(5.87)**	(5.59)**	(4.55)**

10 A *proxy* para estoque de capital foi construída via método de inventário perpétuo. Para maiores detalhes ver Morandi e Reis (2004).

11 Cohen e Levinthal (1990) definem a capacidade de absorção como uma habilidade de reconhecer o valor de novas informações, assimilá-las e aplicá-las com objetivos comerciais. As variáveis da PINTEC relacionadas a fontes de informação para o desenvolvimento de produtos e/ou processos tecnologicamente novos ou substancialmente aprimorados foram base para a construção da variável. Então, caso a firma tenha reportado como altamente relevantes informações obtidas por meio de concorrentes (item 113) e/ou de empresas de consultoria e consultores independentes (item 114) e/ou aquisição de licenças, patentes e *know how* (item 118) como fontes de informações, considerou-se que a empresa possui capacidade empresarial. Caso a empresa tenha reportado como altamente relevante a utilização de universidades e institutos de pesquisa (item 115) e/ou centros de capacitação profissional e assistência técnica (item 116) e/ou instituições de testes, ensaios e certificações (item 117) como fontes de informações, considerou-se que se possui capacidade acadêmica. Caso a empresa possua ou capacidade empresarial e/ou capacidade acadêmica, atesta-se que a mesma possui capacidade de absorção.

Exp	0.362 (21.47)**	0.341 (9.42)**	0.409 (12.23)**	0.32 (10.15)**	0.378 (8.60)**	0.345 (12.34)**	0.357 (13.46)**	0.376 (11.26)**	0.36 (11.57)**	0.341 (10.40)**
Estudo	0.527 (18.37)**	0.593 (9.13)**	0.514 (7.40)**	0.477 (7.75)**	0.613 (6.91)**	0.53 (9.40)**	0.595 (10.90)**	0.572 (8.73)**	0.561 (8.69)**	0.564 (8.27)**
Retenção	0.274 (26.92)**	0.34 (12.79)**	0.34 (13.57)**	0.327 (14.13)**	0.339 (9.77)**	0.279 (12.95)**	0.257 (12.49)**	0.236 (9.21)**	0.183 (7.11)**	0.159 (6.48)**
CAP	0.089 (5.15)**	0.165 (4.96)**	0.107 (3.17)**	0.117 (3.76)**	0.086 (1.82)+	0.076 (2.56)*	0.062 (2.15)*	0.066 (1.87)+	0.073 (2.16)*	0.05 (2.15)*
Intercepto	6.618 (56.71)**	4.076 (16.58)**	5.44 (23.02)**	5.994 (27.79)**	6.706 (20.83)**	7.135 (32.84)**	7.292 (33.53)**	7.54 (25.40)**	7.897 (46.94)**	7.858 (43.08)**
Observações:	26.776	26.776	26.776	26.776	26.776	26.776	26.776	26.776	26.776	26.776
R2	0.41									

Estadísticas-t entre parênteses + significante a 10%; * significante a 5%; ** significante a 1%

Fonte: elaboração própria a partir de PIA, PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE) e SECEX.

4.1. Comentários sobre os resultados

A interpretação dos resultados estimados mostra que, de acordo com as estimativas MQO, o efeito condicional médio implica que, em razão de economias de escala, quanto maior o número de trabalhadores, menor o custo médio e, portanto, maior o nível de eficiência. Os resultados proporcionados pela RQ permitem, entretanto, analisar esse impacto ao longo de toda a distribuição.

O retorno de escala apresenta-se mais elevado nos percentis inferiores à mediana, sugerindo que as firmas ineficientes o são, em parte, em virtude de trabalharem em uma escala aquém daquela que seria considerada ótima.

Nos percentis superiores, entretanto, o efeito escala passa a ser cada vez menos relevante. As firmas localizadas próximo ao 60º e 70º percentis parecem apresentar retornos constantes de escala; a partir do 85º percentil têm-se os retornos decrescentes de escala. Isso se deve ao fato de que os estabelecimentos mais eficientes são, em sua maioria, empresas de grande porte, que já amortizaram seus custos fixos e trabalham, provavelmente, na parte crescente da curva de custos médios, onde predominam as deseconomias de escala.

Uma segunda possível explicação pode ser amparada no texto de Simon e Bonini (1958), que desenvolveram um modelo cujo resultado implica uma versão

fraca da Lei de Gilbrat¹². Sustentados pela evidência empírica de que há retornos constantes de escala acima de um porte mínimo crítico para as firmas, os autores sugerem a ocorrência da Lei de Gilbrat no grupo de firmas que operam acima desse nível crítico, para cada indústria.

A elasticidade do estoque de capital físico atingiu 0,143; implicando que a elevação de 1% no estoque de capital eleva a produtividade em 0,14%.

A *dummy* de exportação reflete apenas o efeito fixo associado ao ato de exportar¹³. A estimação indica que a produtividade do trabalhador é quase 36% superior¹⁴ em firmas exportadoras, as quais podem estar capturando efeitos de vantagens comparativas na competitividade internacional e o choque de competitividade com que o contato exterior as afeta. (Arbix; Salerno; De Negri, 2005).

Quando se leva em conta os parâmetros estimados pela RQ, as estimativas apontam para uma homogeneidade no retorno da exportação para com a produtividade do trabalhador. Isto é, não importa em qual ponto da distribuição, o fato de a firma exportar faz com que ela tenha maior produtividade do trabalho variando numa faixa de 32% a 40%.

Com relação ao controle de capital, os resultados indicam que firmas transnacionais também tendem a empregar, em média, trabalhadores mais produtivos que as congêneres nacionais. O impacto na produtividade decorrente do fato de a firma ser de controle estrangeiro é de 25%, segundo os dados utilizados¹⁵.

Quando comparamos os coeficientes dos vários *decis* é possível notar uma tendência de aumento do retorno para os níveis mais altos de produtividade. No entanto o fato de a firma ser estrangeira afeta positivamente e significativamente independentemente de qual ponto da distribuição esteja a nacional.

A variável capacidade de absorção também apresentou resultado interessante. Firms dotadas de tal capacidade possuem trabalhadores em média 9,34% mais produtivos que as demais.

No que diz respeito ao nível de educação formal dos trabalhadores, captada pelo tempo de estudo médio em cada firma, o impacto foi positivo, conforme esperado, de maneira que a elevação de 1% no tempo de estudo (medido em meses) elevaria a produtividade do trabalhador em aproximadamente 0,54%.

Com relação ao retorno da educação, os dados indicam que há aparente homogeneidade para os diferentes *decis* da distribuição da produtividade, ao

12 A Lei de Gilbrat estabelece que a taxa de crescimento de uma firma pode ser representada como uma variável randômica independentemente de seu tamanho presente e de sua história de crescimento.

13 Se a firma exporta 1% ou 100% da sua produção, o efeito é considerado o mesmo.

14 Para o cálculo desse percentual, utilizou-se a seguinte fórmula: $(e^\beta - 1) * 100$, onde e é o exponencial e β é o coeficiente estimado.

15 Idem à nota anterior.

contrário do que era esperado, segundo demonstrado pela literatura (GRILICHES, 1957; GROSSMAN; HELPMAN, 1991; ROMER, 1990). Uma vez que a produtividade possui intensa relação com o nível tecnológico, seria de se esperar que o retorno à educação fosse mais elevado nas firmas que se localizam nos decis superiores.

A retenção de funcionários também se revelou estratégia importante para as empresas. A elevação de uma unidade no índice de retenção de empregados das firmas implica aumento de quase 0,27% na produtividade do trabalhador. Analisando as estimativas da RQ, é possível observar que essa estratégia é mais relevante para as firmas menos produtivas. Segundo Mendonça (2007), as firmas menores tenderiam a valorizar mais a retenção de trabalhadores.

Por fim, analisando nossa principal variável de interesse, observou-se que as firmas que utilizam as TIC possuem trabalhadores quase 13,24% mais produtivos do que as que não as adotam¹⁶. Tal resultado é significativo para toda a distribuição da variável dependente.

Esse resultado é extremamente relevante, pois denota que a adoção das TIC é importante tanto nas firmas menos produtivas como nas firmas mais produtivas.

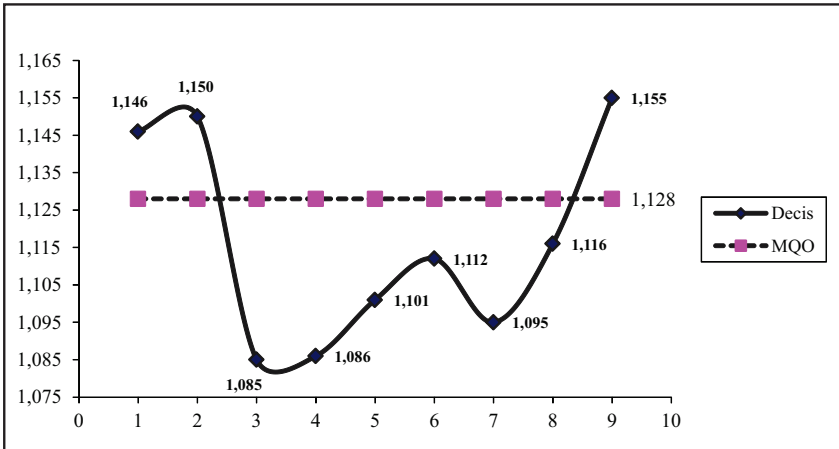
Por isso, pode-se afirmar que políticas governamentais voltadas para a adoção das TIC poderiam incrementar o desempenho de toda a indústria brasileira.

Analisando as estimativas entre os decis é possível verificar que o retorno é maior para firmas que estão nos decis inferiores e superiores. (Figura 7) No primeiro caso, onde se localizam as firmas com menores níveis de eficiência (provavelmente firmas de pequeno porte), as TIC parecem trazer grandes contribuições para a relação entre nível de produto e o insumo trabalho. O incremento nos processos parece ser a resposta mais óbvia para o fenômeno.

No caso dos decis superiores, uma possível explicação reside no fato de que firmas mais produtivas possuem maior nível tecnológico, materializado no estoque de bens de capital e funcionários mais qualificados. Por conta disso, espera-se que a adoção das TIC implique retornos maiores nessas empresas.

16 *Ibidem.*

FIGURA 7
ESTIMAÇÕES RELATIVAS AOS DIFERENTES PERCENTIS



Fonte: elaboração própria a partir de PIA, PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE) e SECEX

4.2. Heterogeneidade no retorno à produtividade do trabalho na indústria

Um dos resultados mais interessantes que podem ser extraídos do modelo quantílico é a possibilidade de comprovação da hipótese de homogeneidade do retorno das variáveis explicativas em relação à produtividade do trabalhador.

Para isso, Koenker e Bassett (1978) desenvolveram um teste que compara os coeficientes estimados para cada variável independente.

A hipótese nula do teste é dada por $H_0: \beta_2=0$. Aqui β_2 denota um subconjunto de parâmetros, onde o vetor de parâmetros $\beta(\theta)$ é particionado como $\beta'(\theta)=(\beta_1'(\theta),\beta_2'(\theta))$ e a matriz de covariância Ω para a estimação dos parâmetros é particionada correspondentemente como Ω_{ij} com $i=1,2;j=1,2$; e $\Omega^{22}=(\Omega_{22}-\Omega_{21}\Omega^{-1}_{11}\Omega_{12})^1$.

A estatística de Wald, que é baseada sobre as estimativas dos coeficientes do modelo não restrito, é dada por :

$$T_W(r) = \hat{\beta}'_2(\tau) \hat{\Sigma}(\tau)^{-1} \hat{\beta}_2(\tau)$$

Onde $\hat{\Sigma}(\tau)$ é o estimador da covariância de $\beta_2(\theta)$.

Koenker e Machado (1999) realizaram o teste formalmente e demonstraram que a estatística do teste converge para a distribuição $\chi^2_{(q)}$ sobre a hipótese nula, onde q é a dimensão de β_2 .

A Tabela 3 apresenta o resultado dos testes para a hipótese nula dada por:

$$H_0: \beta(5) = \beta(10) = \beta(20) = \beta(30) = \beta(40) = \beta(50) = \beta(60) = \beta(70) = \beta(80) = \beta(90) = \beta(95) = \beta(1) \quad (1)$$

Os resultados encontrados demonstram que os retornos das diversas variáveis explicativas do modelo para a produtividade do trabalho têm impactos diferentes para cada parte da distribuição.

Tal conclusão implica que políticas governamentais e as estratégias adotadas pelas empresas terão impactos diferentes de acordo o nível de produtividade do trabalhador. Por exemplo, firmas que estão na cauda superior terão um impacto menor na sua produtividade caso haja um aumento do número de trabalhadores. Entretanto se essas mesmas firmas adotaram as TIC, sua produtividade sofrerá um impacto maior do que as firmas que se encontram na parte inferior da distribuição.

TABELA 3
TESTE DE IGUALDADE DOS COEFICIENTES DE TODOS OS QUARTIS PARA CADA VARIÁVEL

Variáveis	Estatística de Wald
Pessoal Ocupado	36,06***
Estoque de Capital	7,77***
Adoção de Tecnologia da Informação	2,54***
Controle de Capital	2,55***
Dummy Exportação	3,88***
Tempo de Estudo Médio	2,66***
Retenção de Trabalhadores	2,66***
Capacidade de Absorção	1,95**

Fonte: elaboração própria a partir de PIA, PINTEC (IBGE); Censo de Capitais Estrangeiros (BACEN); RAIS (MTE); SECEX.

5. Considerações finais

Os resultados obtidos por esta pesquisa indicam que os efeitos da adoção das tecnologia da informação e comunicação sobre a produtividade do trabalho são positivos. Entretanto, também é possível perceber que o efeito condicional médio, resultado obtido por método de mínimos quadrados, mascara as eventuais diferenças ocorridas ao longo da distribuição condicional das firmas industriais brasileiras.

A mesma estratégia empírica adotada neste estudo poderia ser utilizada para a investigação de quaisquer outras variáveis do modelo estimado.

Os resultados, embora esperados, devem ser encarados com certa parcimônia. É necessário enfatizar que existe grande heterogeneidade quanto às características das utilizadas pela indústria brasileira.

Ademais, não é recomendável, de forma alguma, generalizar os efeitos obtidos para o setor de serviços, reconhecidamente mais intensivo em TIC ou para a economia como um todo.

Por conta disso, considera-se altamente saudável que sejam desenvolvidos estudos que busquem elucidar a presença das TIC nas firmas nacionais, de forma que se possa captar cada vez mais a heterogeneidade de suas mais variadas formas. Há clara intenção dos autores de prosseguir nesse sentido.

6. Referências bibliográficas

- ALBERTIN, A.; MOURA, R. *Amplie seus horizontes*. Informationweek, 6 de novembro de 2002.
- ARBIX, G; SALERNO, M; DE NEGRI, J. In: DE NEGRI, J. A., SALERNO, M. (orgs.). *Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras*. Brasília: Ipea, 2005.
- BASANT, R., COMMANDER, S., HARRISON, R., & MENEZES-FILHO, N. (2006). *ICT Adoption and Productivity in Developing Countries: New Firm Level Evidence from Brazil and India*. IZA Discussion Paper no. 2294, Institute for the Study of Labor (IZA), Germany.
- BRYNJOLFSSON, E.; HITT, L. *Information Technology as a Factor of production: the role of differences among firms*. *Economics of Innovation and New Technology*, 3 (4 (Special Issue on Information Technology and Productivity Paradox)): pp. 183-200, 1995.
- BUCHINSKY, M. *Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research*. *The Journal of Human Resources* 33, 1998, pp. 88-126.
- COBB, C.W.; DOUGLAS, P. H. *A Theory of Production*. *American Economic Review*, 18 (1), 128, Supplement, 139-72, 1928.
- COHEN, W. M.; LEVINTHAL, D. A. *Absorptive capacity: a new perspective on learning and innovation*. *Administrative Science Quarterly*, Cornell University: mar/1990.
- CRÉPON, B; HECKEL, T; RIEDINGER, N. *Information Technologies and Productivity: microeconomic evidence from France*. *Centre de Recherche en Économie et Statistique CREST*. Working Paper. November, 2003.
- CROWLEY, P. *Sources and Resources of EU Innovation*. Eurostat. *Statistics in Focus*. Science and Technology. Theme 9, 5/2004.

- GERA, S; GU, W; LEE, F. Information Technology and Labour Productivity Growth: na empirical analysis for Canada and the United States. *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 32, No.2, Special Issue on Service Sector Productivity and the Productivity Paradox (Apr., 1999), pp.384-407.
- GREENAN, N; MAIRESSE, J.; TOPIOL-BENSAID, A. Information Technology and Research and Development Impacts on Productivity and Skills: looking for correlations on French Firm Level Data. NBER Working paper No. 8075. January, 2001.
- GÖTZFRIED, A. High-technology and Knowledge-intensity leading to more Value added, Innovation and Patents. Eurostat. *Statistics in Focus. Science and Technology*. 8/2004.
- GRILICHES, Z. Hybrid Corn: An Exploration in the Economics of Technological Change, *Econometrica*, 25 (4), 1957.
- GROSSMAN, G; HELPMAN, E. *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge: MIT Press, 1991.
- HARVEY, D. *Condição Pós-Moderna*. São Paulo: Edições Loyola, 2003.
- JORGENSEN, D. *Economic Growth in the Information Age*. Cambridge, The MIT Press, 2002.
- JORGENSEN, D.; MOTOHASHI, K. Information Technology and the Japanese Economy. NBER Working Paper No. 11801. November, 2005.
- KOENKER, R; BASSETT, G. Regression Quantiles. *Econometrica*. January, 46:1, 1978. pp. 33–50.
- KOENKER, R; HALLOCK, K. Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*. Fall, 15:4, 2001. pp. 143-156.
- KOENKER, R; MACHADO, J. Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quartile Regression. *Journal of the American Statistical Association*. December, 94: 448, 1999. pp.1296-1310.
- MATTEUCCI, N; STERLACCHINI, A. ICT, R&D and Productivity Growth: evidence from Italian manufacturing firms. Università Politecnica delle Marche. Working paper. February 2005.
- MENDONÇA, M. A. A. *Gestão de conhecimento na Indústria Brasileira: efeitos das práticas intensivas em conhecimento na produtividade e na capacidade de inovação*. COPPE/UFRJ, 2007. (Tese de Doutorado)
- MENDONÇA, M.; FREITAS, F; SOUZA, J. Information Technology and Productivity: Evidence for Brazilian Industry from Firm Level Data. *Information Technology for Development*, 2008. Volume 14, Issue 2, John Wiley & Sons. pp 135-153. ISSN: 02681102.
- MORANDI, L.; REIS, E. Estoque de Capital Fixo no Brasil, 1950-2002. In: XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2004. João Pessoa, PB. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2004.

- OSLO manual: proposed guidelines for collecting and interpreting technological innovation data. Paris: OECD: Statistical Office of the European Communities, 1997.
- REZENDE, D.; ABREU, A. Tecnologia da Informação Aplicada à Sistemas de Informação Empresariais. São Paulo: Atlas, 2000.
- ROMER, P. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98 (5), 1990.
- SIMON, H; BONINI, C. The Size Distribution of Business Firms. *American Economic Review*, 48, 1958. pp. 607-617.
- SOLOW, R. We'd better Watch Out. *New York Times*, July 12, Book review, N° 36, 1987.
- TRIPLETT, J. The Solow Productivity paradox: What Do Computers Do to Productivity. *Canadian Journal of Economics*, Vol.32, N°2, 1999. pp.309-334.

AS DESIGUALDADES SALARIAIS ENTRE SETORES DE PRODUTOS COMERCIALIZÁVEIS E NÃO COMERCIALIZÁVEIS

Carlos Alberto Ramos¹
Dea Guerra Fioravante²
João Francisco Alves Veloso³

1. Introdução

A abertura dos mercados de bens e serviços ao comércio mundial gerou uma polêmica teórica e empírica sobre as consequências dessa política sobre a distribuição de renda. Além do impacto da abertura sobre o perfil distributivo, discutiam-se, principalmente, os desdobramentos sociais de um novo modelo econômico mais aberto ao fluxo de bens e serviços, com menos presença do Estado como produtor.

No caso específico do Brasil, a abertura foi sentida com particular intensidade a partir dos anos 1990. Seus efeitos sobre o mercado de trabalho e sobre o crescimento econômico aumentaram bruscamente após 1995. Araújo e De Negri (2006) mostraram que a partir da segunda metade dos anos 90, o crescimento das exportações tornou-se altamente correlacionado com o crescimento do PIB.

Anteriormente, no período de substituição de importações, que se encerrou na década de 80, observou-se um maior dinamismo econômico, com altas taxas de crescimento do PIB. Porém sua dimensão social foi particularmente diferenciadora, quando avaliada em termos de distribuição de renda. Nesse contexto, quando as bases do novo modelo de crescimento começaram a ser consolidadas no país e em diversas economias em desenvolvimento, a pergunta foi mais ou menos consensual: o novo ciclo aprofundaria ou possibilitaria a redução da desigualdade herdada?

Esse debate não pode ser exclusivo de países em desenvolvimento, ainda que nestes a concentração de renda e pobreza ocorra com maior intensidade e, assim, o tema pareça ser mais relevante. Um exemplo empírico é o estudo feito por Konan e Malkus (2005), ao comparar os ganhos da abertura comercial no mercado de trabalho da Tunísia, entre os setores de serviços e bens. Os autores concluíram que os ganhos no setor de serviços foram mais distributivos que no mercado de bens.

1 Professor da Universidade de Brasília.

2 Bolsista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

3 Bolsista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Nos países desenvolvidos as consequências da abertura sobre o nível de emprego e polarização social também foram debatidas. Contudo, esse processo de maior liberalização do comércio de bens e serviços se sobrepunha a outra tendência, a revolução tecnológica e a adoção de novas tecnologias. Estas teriam um viés pró-trabalho qualificado, o que contribuiria para segmentar o mercado de trabalho e reverter a tendência quase secular de redução das desigualdades que se observava nos países centrais.

Em geral, o marco teórico de referência para esse debate foi o modelo de Hecksher-Ohlin-Samuelson (HOS), a partir do qual são vislumbradas tendências do diferencial de rendimentos entre o trabalho qualificado e o não qualificado. Contudo, esse tipo de abordagem supõe, implicitamente, que toda a estrutura econômica e todo o mercado de trabalho estão expostos à concorrência externa.

Seguindo essa hipótese, as tentativas de validação desse marco analítico tendem a analisar exclusivamente os ramos de atividade cuja oferta é comercializável nos mercados mundiais. Esse tipo de exercício é válido, mas limitado, uma vez que existem setores e segmentos do mercado de trabalho cujas atividades não são suscetíveis ao comércio externo.

No contexto desse debate sobre as relações entre abertura e distribuição de renda, o objetivo do presente artigo consiste em obter parâmetros que permitam quantificar o impacto do processo de abertura da economia brasileira, a partir dos anos 90, sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho entre os setores classificados como comercializáveis e não comercializáveis. Procurou-se identificar tendências que, coincidindo com o processo de abertura, ampliaram ou reduziram esses diferenciais.

Dado esse objetivo, estruturamos o artigo da seguinte forma: na próxima seção, será realizada uma síntese do referencial teórico da literatura sobre as relações entre abertura comercial e distribuição de renda. Na Seção 3, serão discutidas as possíveis influências setoriais sobre os salários. Em seguida, na Seção 4, a metodologia utilizada será apresentada. Na Seção 5, serão analisados os resultados obtidos da aplicação econométrica para o caso brasileiro. Finalmente, na Seção 6, serão apresentadas as conclusões deste estudo.

2. Abertura comercial e desigualdades salariais

Em termos teóricos, os desdobramentos do processo de abertura comercial sobre a distribuição de renda teve como referência principal o modelo HOS. Basicamente, os diferentes teoremas que na literatura são sintetizados sob a denominação de HOS tendem a situar o comércio e as vantagens comparativas não nas diferentes tecnologias, preferências ou entre nações, senão nas particulares

dotações de recursos (capital/trabalho, trabalho qualificado/não qualificado, etc.).⁴

Este modelo possibilitaria, essencialmente, analisar como a abertura comercial entre economias desenvolvidas e subdesenvolvidas afetaria a distribuição de renda (especialmente, ainda que não unicamente, a distribuição de renda no mercado de trabalho). Essencialmente, segundo a abordagem de HOS, a abertura comercial possibilitaria um ganho para todos os países. No entanto, dentro de cada um deles existiriam ganhadores e perdedores. Essa abordagem parte da suposição de algumas hipóteses, sintetizadas a seguir:

- Existem apenas dois tipos de fatores de produção: trabalho qualificado e não qualificado;
- A economia mundial pode ser subdividida em duas economias nas quais são produzidos dois bens, cada um deles utilizando um dos fatores com maior intensidade;
- Os coeficientes de utilização são fixos, ou seja, não existe substituição entre os fatores;
- As tecnologias são as mesmas nos dois países, diferenciando da perspectiva ricardiana;
- A única característica que diferencia cada país é a dotação relativa de fatores. As economias em desenvolvimento teriam maior concentração de mão de obra não qualificada, enquanto as economias desenvolvidas teriam maior participação da mão de obra qualificada.

Sob tais suposições, uma abertura comercial teria o seguinte corolário: devido às vantagens comparativas, as nações se especializariam nos bens intensivos nos fatores mais abundantes localmente, em termos relativos⁵. Assim, na divisão internacional do trabalho que propiciaria a abertura econômica, as nações em desenvolvimento se especializariam na produção de bens intensivos em mão de obra não qualificada e, contrariamente, as economias desenvolvidas teriam uma especialização em trabalho qualificado.

Em termos distributivos, o efeito dessa especialização seria que os proprietários dos fatores relativamente abundantes, dentro de cada economia, ganhariam com a abertura e especialização e, concomitantemente, os proprietários dos fatores relativamente escassos perderiam.

Nessa perspectiva, o conflito distributivo adquire uma dinâmica muito particular: perderiam os trabalhadores qualificados nas nações em desenvolvimento

⁴ Os Teoremas são: Equalização dos Preços, Stolper-Samuelson, Rybczynski e Hecksher-Ohlin.

⁵ A respeito das consequências da abertura comercial sobre o emprego, dadas as vantagens comparativas, ver Menezes-Filho e Muendler (2007).

(a distribuição da renda do trabalho seria menos concentrada) e, simultaneamente, também perderiam os assalariados não qualificados das economias mais desenvolvidas. Os polos do conflito seriam os assalariados qualificados do mundo subdesenvolvido e os assalariados não qualificados nas regiões desenvolvidas (teoricamente os perdedores), *versus* os trabalhadores não qualificados dos espaços subdesenvolvidos e os trabalhadores qualificados das economias desenvolvidas (os ganhadores).

Nesse arcabouço teórico, temos uma tendência à igualdade dos rendimentos dos fatores de produção. Em última instância, o intercâmbio de bens é um substituto quase perfeito da troca de fatores, que não é possível nesse modelo. Em outras palavras, a exportação de bens intensivos em trabalho não qualificado pelas nações em desenvolvimento e a exportação de bens intensivos em trabalho qualificado pelos países desenvolvidos, equivale à elevação da demanda assalariados não qualificados nas economias em desenvolvimento e dos assalariados qualificados nos espaços desenvolvidos.

Essa tendência à redução das desigualdades no mercado de trabalho, concomitantemente com a abertura comercial, se sobrepõe a outras tendências que caminham no sentido contrário. Teoricamente, as novas tecnologias teriam um viés pró-trabalho qualificado. Como a abertura impõe níveis de competitividade que demandam a adoção dessas tecnologias, a tendência à redução dos índices de concentração conviveria com uma dinâmica contrária e os resultados não poderiam ser determinados *a priori*.

Tokarick (2005), ao decompor os efeitos da abertura comercial e da inovação tecnológica nos Estados Unidos, concluiu que expandir o grau de abertura pode diminuir a desigualdade salarial. Já Giovannetti e Menezes-Filho (2006), em um exercício para o Brasil, sugerem que os impactos da abertura sobre a desigualdade salarial podem ser perversos, pois o declínio nas tarifas sobre insumos importados tende a aumentar a demanda por trabalhadores qualificados.

Essas duas perspectivas teóricas, com corolários divergentes, induziram a um enorme esforço de pesquisa empírica no sentido de validar ou não as hipóteses admitidas pelas abordagens abstratas.⁶

Em geral, os resultados obtidos no tocante às economias desenvolvidas chegaram à conclusão que, a partir dos anos 80 e contrariamente ao verificado até então, as desigualdades tenderam a elevar-se. Essa maior concentração de renda foi, em geral, atribuída ao viés pró-trabalho qualificado das novas tecnologias, que teria aumentado o retorno à educação.⁷

6 Um ensaio crítico e comparativo entre as abordagens teóricas sobre abertura comercial e mercado de trabalho pode ser encontrada em Haskel (1999).

7 Ver, por exemplo, Acemoglu (2002).

Nos países em desenvolvimento, inclusive o Brasil, as atenções foram concentradas nas relações entre os processos de abertura, acentuados nos anos 90, e sua correlação com a evolução dos índices de desigualdade.⁸ Em geral, as evidências empíricas não vão ao encontro da, teoricamente, esperada tendência de redução das desigualdades. Em outras palavras: os corolários do modelo HOS não se confirmariam e as tendências centrípeta que acompanham a incorporação de novas tecnologias, após a abertura econômica prevaleceriam sobre a confluência que os modelos da família HOS predizem.⁹

Entretanto Moreira e Najberg (2000) encontraram resultados para o Brasil que parecem corroborar as predições do modelo HOS. Ao buscar determinantes das vantagens comparativas avaliando os impactos da abertura no emprego, concluem que a abertura favoreceu setores intensivos em trabalho (onde o Brasil possui vantagens comparativas) em detrimento daqueles intensivos em capital.

Essas evidências, que corroboram ambas as tendências de concentração e desconcentração de renda, teoricamente plausíveis, porém contraditórias, encontram sustentação em diversos estudos sobre o caso específico do Brasil. Por exemplo, Arbache, Dickerson e Green (2004) identificam uma correlação entre abertura comercial e retorno educacional, fato que atribuem ao processo de incorporação de novas tecnologias que acompanha a maior exposição da economia local à concorrência internacional. Machado e Jayme Jr. (2002) também introduzem dúvidas sobre a pertinência das predições do modelo HOS: a demanda de trabalhadores, dentro de cada setor, teria se deslocado a favor dos assalariados qualificados.

Contrariamente, Gonzaga, Menezes F. e Terra (2005) conseguem resultados que parecem corroborar o esperado pelos modelos: queda do diferencial entre trabalhadores qualificados e não qualificados. Resultados neutros também podem ser encontrados, como em Arbache e Corseuil (2004). Ou seja, o debate empírico segue em aberto e os resultados que podem ser identificados na literatura são muito sensíveis ao período selecionado, à forma de tratamento dos dados, à abordagem teórica, etc.

3. O comportamento dos rendimentos nos setores de produtos não comercializáveis

A perspectiva teórica, fundamentada a partir do modelo de HOS, foi objeto de diversos questionamentos devido às hipóteses adotadas, como produtividades marginais decrescentes, retornos constantes de escala, flexibilidade dos salários reais absolutos e relativos, e perfeita mobilidade dos fatores de produção, entre outras. Esse conjunto de hipóteses introduziria algumas restrições à generalização dos resultados

⁸ No caso do Chile, por exemplo, uma economia que já na segunda metade dos anos 1970 iniciou um processo de radical liberalização comercial, a tendência à desigualdade, via aumento do prêmio por qualificação, parece evidente. Ver Beyer, Rojas e Vergara (1999).

⁹ Para uma resenha da literatura, o leitor interessado pode consultar Soares, Servo e Arbache (2001) ou Raposo e Machado (2002).

dos modelos tipo HOS.

Logicamente, em última instância, a validade ou não do modelo não vai depender do questionamento das hipóteses adotadas senão da evidência empírica, corroborando ou não os resultados. Nesse sentido, como afirmamos na seção anterior, o confronto das predições teóricas com as experiências nacionais não evidencia uma aderência total, com resultados conflitantes.

Contudo, a abordagem dos modelos HOS deixa em aberto outro tipo de questão de importância teórica e que não poderia ser desconsiderada. Em última instância, na perspectiva analítica do modelo, supõe-se que toda a estrutura produtiva e todo o mercado de trabalho se resumem aos setores produtores de bens comercializáveis. O modelo não contempla a existência de setores e trabalhadores inseridos na produção de uma oferta não comercializável no exterior.

Essa hipótese, implícita, poderia ter certa justificativa em termos teóricos. Se existe uma perfeita mobilidade de trabalho, ou, em outros termos, não existe segmentação entre comercializáveis e não comercializáveis, a hipótese de um só setor/mercado de trabalho seria factível de ser sustentada teoricamente. As predições sobre a redução das desigualdades poderiam ser entendidas como efeitos que incidem sobre a integralidade do mercado de trabalho.

Contudo, existem consistentes evidências empíricas indicando que o setor de atividade é uma das diversas variáveis que pode explicar os diferenciais de renda não correlacionados com a produtividade, ou seja, que a hipótese de segmentação setorial é pertinente.¹⁰ Na medida em que existe segmentação, a abertura pode alterar os diferenciais de renda não explicados pela produtividade, mas explicado por setores.

Em geral, na literatura, o impacto da abertura sobre a dinâmica de emprego e salários setoriais recebeu tratamento residual. Uma das exceções foi, por exemplo, Panday (2005) que, por meio de um modelo de equilíbrio geral, trata a questão da alocação de trabalho entre um setor produtor de bens comercializáveis e outro cuja oferta está composta por bens não comercializáveis. Esse artigo, contudo, não obstante sua inovação, não chega a resultados generalizáveis, uma vez que a dinâmica do mercado de trabalho vai depender das hipóteses adotadas sobre a função de produção e das condições de demanda.

Essa lacuna, em termos de reflexões teóricas, não desincentivou as tentativas de análises empíricas sobre a questão da evolução dos rendimentos relativos do trabalho entre os setores comercializáveis e não comercializáveis. O artigo de Arbache, Dickerson and Green (2004) é um exemplo. Ao trabalhar com dados da PNAD das décadas de 80 e 90, dividem o mercado de trabalho entre um segmento produtor de

¹⁰ As evidências empíricas foram encontradas em diversos artigos. Ver, por exemplo, Paes de Barros, Franco e Mendonça (2007).

bens comercializáveis (basicamente a agricultura e a indústria de transformação) e outro segmento cuja oferta é não comercializável (serviços, comércio e construção civil).

Os resultados empíricos sugeririam que os salários dos setores expostos à concorrência internacional teriam caído (neutros no tocante aos rendimentos dos assalariados qualificados e negativos quando o universo de referência é trabalhador não qualificado) e um fenômeno similar, ainda que com menor intensidade, teria sido possível de ser identificado no caso do mercado de trabalho nos setores não comercializáveis.

Machado e Jayme (2002) também realizam uma tentativa de avaliar o impacto da abertura sobre a estrutura setorial (comercializáveis/não comercializáveis) do mercado de trabalho, por meio da PNAD para o período 1989/1999. No entanto, os resultados não são conclusivos para a questão dos diferenciais de impacto entre os setores.

4. Metodologia para captar a evolução da segmentação setorial

Para abordar a questão da potencial correlação entre a abertura e o diferencial impacto nos salários dos ramos de atividade produtores de bens comercializáveis e não comercializáveis, a metodologia utilizada parte de uma equação de Mincer. Com base nesse modelo, foi utilizada uma especificação que permitiu captar a evolução da segmentação setorial após a abertura comercial brasileira.

Analisou-se o período de 1994 a 2005, no intuito de captar a maior exposição da economia nacional à concorrência externa. Não obstante o processo de abertura ter iniciado antes da década passada, a escolha do período pós-estabilização permite contornar os possíveis efeitos, aleatórios ou não, dos elevados níveis de inflação antes do Plano Real, sobre a demanda de trabalho e evolução dos rendimentos.

Diferentemente dos dois textos comentados na seção anterior, esta pesquisa teve como referência os microdados da RAIS¹¹, considerando as seções da CNAE¹² e as seguintes variáveis: remuneração em salários reais em 31/12; nível educacional; idade; sexo; e tempo de emprego. Os níveis educacionais foram agrupados nas categorias *fundamental*, *médio* e *superior*, considerando inclusive os respectivos graus incompletos.

Dentro desse universo, escolhemos apenas as observações que atendessem aos seguintes critérios: vínculo CLT; remuneração diferente de zero; alfabetizados; faixa etária de 16 a 60 anos; e tempo de emprego no mesmo vínculo menor ou igual a 360 meses.

As seções da CNAE foram classificadas em setores comercializáveis ou não comercializáveis, seguindo a abordagem clássica na qual se analisa a comerciabilidade dos produtos no mercado externo. Teoricamente, a utilização dessa divisão se justifica

11 Relação Anual de Informações Sociais, que é um censo anual do mercado de trabalho formal realizado pelo Ministério do Trabalho e Emprego.

12 Classificação Nacional de Atividades Econômicas, do IBGE.

pelos diferentes comportamentos dos setores quanto à determinação dos preços, estrutura de produção e efeitos da política macroeconômica.

De acordo com esse critério, o setor comercializável compreende as seções A, B, C e D, referentes à Agropecuária, Pesca, Indústrias Extrativas e de Transformação, que representam 29% do total de vínculos formais no ano de 2005. O setor de não comercializável abrange as seções E a Q, relativos principalmente à Construção Civil, Comércio e Serviços, e correspondem a 71% dos vínculos.¹³

Neste estudo, as seções A e B foram desconsideradas devido aos possíveis problemas que podem surgir na qualidade dos dados. Esses problemas são causados, possivelmente, pela elevada informalidade nas atividades relacionadas à exploração de recursos naturais paralelamente à elevada sazonalidade na contratação de empregados na agricultura, que geralmente são realizados por meio de contratos temporários sujeitos aos períodos de safras e entressafras.

Exceções podem surgir devido aos altos custos de transporte, às barreiras artificiais e aos recentes avanços tecnológicos nas comunicações. Dessa forma, alguns produtos agrícolas e industriais se tornariam não comercializáveis, e certos tipos de serviços poderiam ser comercializados internacionalmente. Neste primeiro estudo, não consideramos essas possibilidades, permanecendo como sugestões para futuros trabalhos.

A abordagem econométrica utilizada neste estudo consiste em estimações na forma de seções de corte para o período analisado. A equação descrita a seguir permite estimar os prêmios salariais e os diferenciais intersetoriais para o indivíduo i .

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 educf_i + \beta_2 educm_i + \beta_3 sexo_i + \beta_4 idade_i + \beta_5 idade_i^2 + \beta_6 tempo_i + \beta_7 setor_i + \beta_8 sexo_i^{setor} + \beta_9 idade_i^{setor} + \beta_{10} idade_i^{2,setor} + \beta_{11} tempo_i^{setor} + \beta_{12} educf_i^{setor} + \beta_{13} educm_i^{setor} + e_i$$

Nessa equação, a variável dependente é logaritmo natural da remuneração ($\ln W_i$), em reais correntes, em 31/12 do ano de referência. As variáveis explicativas são apresentadas nos parágrafos a seguir.

As variáveis de educação $educf_i$ (fundamental) e $educm_i$ (média) assumem o valor “1” para o respectivo nível educacional, incluindo o incompleto, e “0” para os demais níveis. Como o nível superior é representado pelo vetor nulo, os respectivos coeficientes representam o impacto na remuneração causado por um menor nível educacional em relação ao superior.

A variável $sexo_i$ apresenta o valor “1” para homens e “0” para mulheres, e seu coeficiente representa a discriminação sexual de salários. A variável $idade_i$ foi utilizada na forma normal e também na forma quadrática para captar uma possível relação côncava. E a variável $tempo_i$ indica o tempo de permanência do empregado no mesmo vínculo, em meses.

13 A tabela com a distribuição dos setores e a participação no mercado de trabalho formal está apresentada no apêndice A.

A segmentação setorial é representada pela variável $setor_i$, na qual “1” indica o setor de comercializáveis e “0” o setor de não comercializável. Essa variável também foi interagida com as demais variáveis explicativas, formando as *dummies* de interação, que são representadas pelo sobrescrito “setor”. O objetivo é estimar o diferencial intersetorial das demais variáveis explicativas sobre o rendimento dos indivíduos, possibilitando inferir sobre o impacto do processo de abertura no grau de segmentação.

5. Uma análise empírica para o caso brasileiro

Esta seção está dividida em duas partes, que correspondem à análise descritiva dos dados, com algumas hipóteses teóricas, e a análise dos resultados econométricos. Nos próximos parágrafos serão enumeradas as variáveis e desenvolvidos os argumentos teóricos que justificam a própria inclusão no modelo econométrico, possibilitando inferir sobre os sinais dos coeficientes e a respectiva evolução no tempo.

5.1. Análise descritiva dos dados e hipóteses de evolução dos indicadores¹⁴

Analisando as faixas de níveis educacionais, conforme apresentado nas tabelas do apêndice B, observa-se que os indivíduos empregados em atividades dos setores de bens comercializáveis apresentam, em média, maiores rendimentos em relação aos indivíduos dos setores de bens não comercializáveis. Essa diferença se evidencia na faixa “superior completo”, na qual a média varia em torno dos 4.997 reais, para o período de 1999 a 2005, no setor comercializável, enquanto que no outro setor, essa média era de 2.943 reais no período.

Na análise econométrica, espera-se que os coeficientes das variáveis de educação fundamental e média sejam negativos, pois serão comparados com o nível superior¹⁵. Ao analisar a interação com o setor de comercializáveis, espera-se um sinal negativo, indicando uma menor valorização dos trabalhadores com menos qualificação nesse setor. Considerando a abertura comercial, a tendência de evolução do diferencial entre os setores para a *dummy* de educação é teoricamente indeterminado, uma vez que existiria uma tendência à redução do prêmio por educação pelo modelo de HOS e uma tendência ao aumento devido ao viés pró-trabalho qualificado das novas tecnologias.

Em relação à variável de sexo, observa-se um maior diferencial de salários no setor comercializável em todo o período, com as mulheres recebendo em média 845 reais, enquanto os homens ganham 1.388 reais. No setor de não comercializáveis, essa diferença se reduz, pois as mulheres tendem a receber mais, 901 reais em média, e os homens menos, 1.099 reais. Na análise econométrica, o coeficiente da variável deverá ser sinal positivo, indicando uma discriminação desfavorecendo a mulher. Em termos de tendência, esperaríamos uma redução no grau de discriminação, uma

¹⁴ Nessa análise foram utilizados os dados na íntegra, ou seja, sem a aplicação dos critérios de seleção descritos na seção anterior.

¹⁵ Neste caso a *dummy* de qualificação que serviu como base foi a variável de maior nível educacional, por isso o sinal negativo é esperado.

vez que a abertura deveria propiciar uma alocação mais eficiente do trabalho. Por outra parte, a discriminação teria que ser menor no setor exposto à concorrência externa, pelos maiores imperativos de produtividade.

Na variável de idade, como era de se esperar, nota-se uma maior remuneração conforme o aumento da idade. Com exceção da faixa de 60 anos ou mais, que apresentou redução na média da remuneração em relação às duas faixas anteriores, possivelmente devido à maior quantidade de aposentados nessa faixa ou à perda de capital humano (ou, alternativamente, a sua falta de correspondência com as habilidades requeridas). Essa redução é mais acentuada no setor de comercializáveis, que também apresenta as maiores médias de remuneração nas demais faixas.

A variável idade é geralmente considerada uma aproximação ao capital humano específico, acumulado pelo indivíduo no transcurso de sua vida ativa. Portanto, espera-se que a abertura da economia e a introdução de novas tecnologias reduzam a importância da experiência no prêmio salarial. As rápidas mudanças paralelas à menor flexibilidade do indivíduo (capacidade de mudança ou de incorporação de novos saberes, novas formas de trabalho, etc.), com o avançar da idade, tendem a tornar a experiência acumulada um parâmetro de menor valor no mercado.

Considerando-se a variável tempo de emprego no mesmo vínculo, a remuneração tende a aumentar com tempo e os maiores valores são geralmente observados no setor de bens comercializáveis. Em termos teóricos, o tempo de emprego pode ser assumido de forma similar à idade, mas representaria uma dimensão mais específica do capital humano (conhecimentos ou habilidade próprios da firma na qual o empregado está trabalhando). Na medida em que o tempo de emprego representa a acumulação de capital humano, o impacto sobre os salários seria positivo.

Os desdobramentos de uma abertura da economia sobre a relevância das variáveis que representam capital humano específico (idade e tempo de emprego) na determinação de salários é ambíguo. Por um lado, temos que a maior exposição à concorrência externa limita a importância de conhecimentos específicos, uma vez que as firmas precisam de mudanças estruturais para enfrentar os novos padrões de competição. Mais radicalmente, a herança de procedimentos, condutas, entre outros, pode representar uma limitação a novas formas de flexibilidade.

Por outro lado, sempre temos o impacto positivo (maior produtividade) associado a uma maior experiência na cultura da própria firma. Em termos gerais, deve-se esperar um sinal positivo para as variáveis, mas provavelmente, decrescente ao longo do tempo, indicando que a importância se reduz à medida que a abertura se acentua.

5.2. Análise econométrica

Nesta seção serão apresentados os resultados do modelo aplicado ao Brasil,

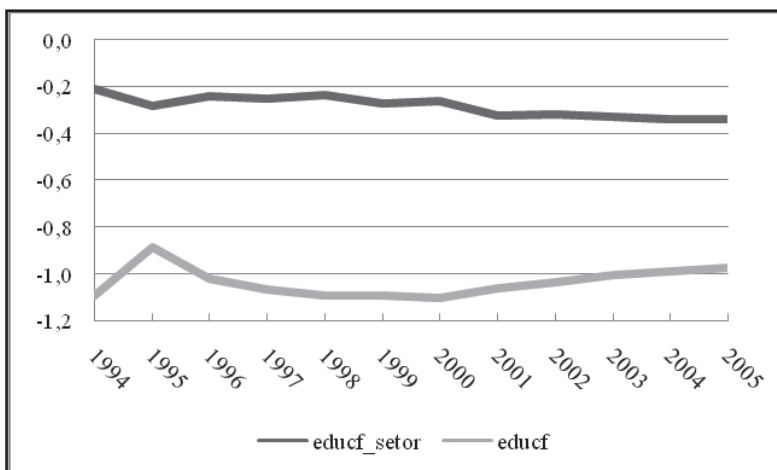
válidos para a análise da evolução dos diferenciais de remuneração no período de 1994 a 2005. Em geral, os coeficientes foram todos significativos a 99% de confiança, com exceção da variável setor para os anos de 2002 a 2003, nas quais não se rejeita a hipótese nula de que são diferentes de zero.

O coeficiente de correlação R^2 apresentou valor em torno de 40%, o que é relevante, tendo em vista que foram considerados os dados da RAIS para a maioria dos setores. Para facilitar a interpretação dos coeficientes ao longo do tempo, agregamos os coeficientes de cada regressão anual em um mesmo gráfico e, ao fim da seção, apresentamos um quadro-resumo, a Tabela 1, com todas as regressões.

As Figuras 1 e 2 apresentam a dinâmica dos coeficientes das variáveis de educação fundamental e média. Nota-se que em 1995 há uma forte quebra estrutural que indica que, em média, um trabalhador com ensino médio ganharia 62,3% a menos que um trabalhador com ensino superior, enquanto um trabalhador com ensino fundamental ganharia 58,73% a menos¹⁶. Após essa quebra, as curvas apresentaram leve declínio até 2000 e leve ascensão até 2005. Interessante notar que as curvas caminham basicamente paralelas ao longo do tempo e, à margem da quebra estrutural assinalada, o hiato entre o prêmio salarial pouco se alterou.

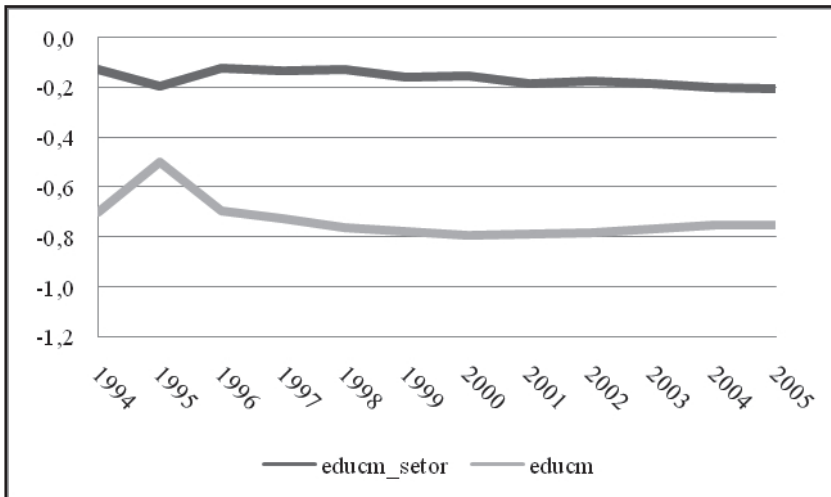
FIGURA 1

EVOLUÇÃO DOS COEFICIENTES DA VARIÁVEL DE EDUCAÇÃO FUNDAMENTAL E DA RESPECTIVA INTERAÇÃO COM O SETOR DE COMERCIALIZÁVEIS.



¹⁶ Vale lembrar que em modelos semi-log onde o regressor é uma variável binária para a semielasticidade do regressando em relação ao regressor é dada por: $(e^{\beta_i} - 1)100$, onde β_i representa o coeficiente da *dummy* i .

FIGURA 2
EVOLUÇÃO DOS COEFICIENTES DA VARIÁVEL DE EDUCAÇÃO MÉDIA E DA RESPECTIVA INTERAÇÃO COM O SETOR DE COMERCIALIZÁVEIS.



A interação de educação com setor sugere que o prêmio por qualificação no setor comercializável tende a ser maior que no setor não comercializável. Um trabalhador com ensino médio alocado no setor de bens comercializáveis tende a ganhar mais do que um trabalhador com ensino fundamental nesse mesmo setor, um trabalhador com ensino médio no setor de bens não comercializáveis e um trabalhador com ensino fundamental no setor de bens não comercializáveis. Em relação a indivíduos com ensino superior, um trabalhador com ensino médio no setor de bens comercializáveis ganharia menos¹⁷. Ou seja, o setor mais exposto ao comércio internacional colabora para aumentar ainda mais a diferença salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados, pois apresenta um retorno salarial à educação maior que o setor menos exposto.

Com o passar dos anos tal hiato foi aumentando, e a quebra estrutural notada na variável pura também é notada na interação, porém em sentido oposto. Essa quebra nas curvas que retratam as interações entre educação e setor indicam que o hiato salarial devido à qualificação foi acentuado no ano de 1995. Ou seja, nesse ano, indivíduos qualificados passaram a ganhar ainda mais que indivíduos com qualificação inferior quando estes trabalham no setor de bens comercializáveis. Provavelmente, o choque de abertura que ocorreu após a implementação do Plano Real colaborou para a existência dessa quebra. Em realidade, como o ano de 1995 foi um ano atípico, pelo efeito imediato da estabilização monetária, e o país assistiu a uma forte valorização da moeda nacional, essas quebras devem ser vistas com precaução.

17 Dado o modelo econométrico: $\ln(w) = \beta_0 + \beta_1 \text{educf} + \beta_2 \text{educm} + \beta_3 \text{sexo} + \beta_4 \text{idade} + \beta_5 \text{idade}^2 + \beta_6 \text{tempo} + \beta_7 \text{setor} + \beta_8 \text{sexo} \cdot \text{setor} + \beta_9 \text{idade} \cdot \text{setor} + \beta_{10} \text{idade}^2 \cdot \text{setor} + \beta_{11} \text{tempo} \cdot \text{setor} + \beta_{12} \text{educf} \cdot \text{setor} + \beta_{13} \text{educm} + u$ o diferencial salarial, em percentual, para um trabalhador com ensino médio no setor comercializável, em relação a um trabalhador com ensino superior é dado por: $[e^{(\beta_2 + \beta_{12})} - 1] \cdot 100$.

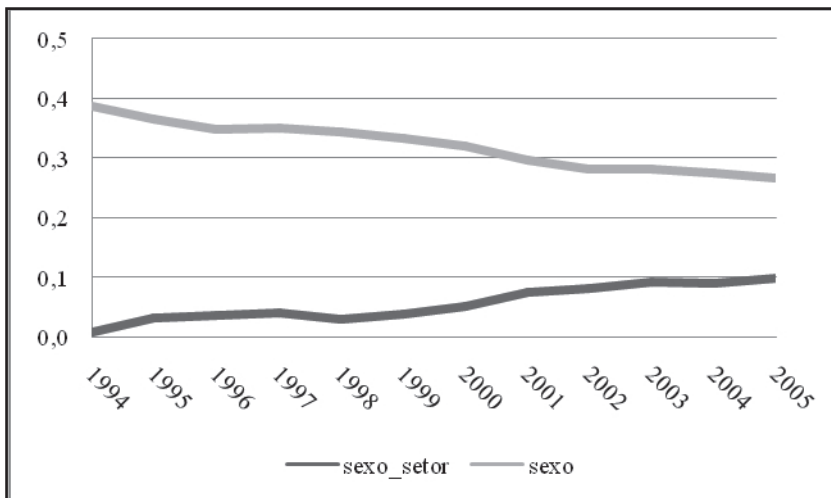
A *dummy* de sexo sugere presença de discriminação. O coeficiente foi positivo e significativo indicando que homens tendem a ganhar mais que mulheres. Interessante comparar o gráfico que mostra o comportamento dessa variável ao longo do tempo, com o gráfico dessa variável interagida com o setor.

Ao analisar a variável pura, os resultados indicam que a discriminação diminuiu com o passar dos anos. Ao verificar a interação de sexo com a variável setorial, verifica-se que a discriminação de fato existe, porém se manteve praticamente constante ao longo do tempo. Mesmo com a leve ascensão gerada pela variável interagida com o setor, a queda na dinâmica da variável isolada foi superior, mantendo o resultado final constante, com leve queda, ao longo dos anos.

A questão é encontrar as justificativas teóricas para esses diferenciais. Em princípio, o setor de bens comercializáveis deveria apresentar uma discriminação menor e, sobretudo, ao longo do tempo, com a abertura, os diferenciais não oriundos de variáveis que afetam a produtividade (como sexo) deveriam cair.

FIGURA 3

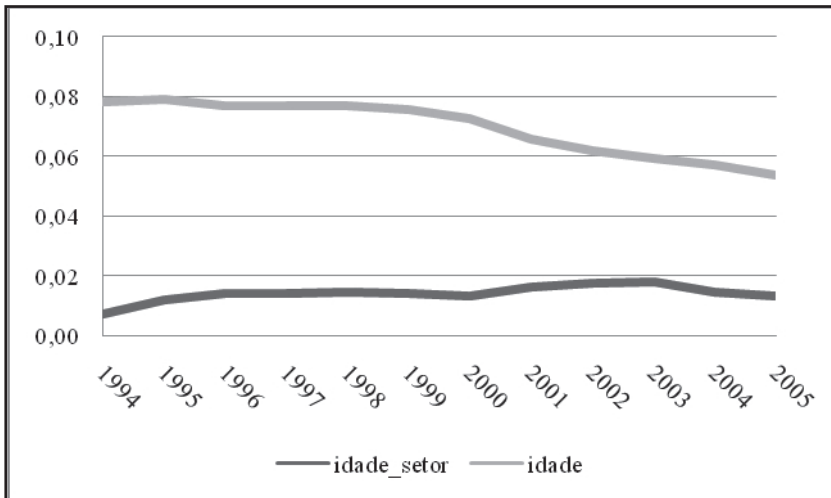
EVOLUÇÃO DOS COEFICIENTES DA VARIÁVEL DE SEXO E DA RESPECTIVA INTERAÇÃO COM O SETOR DE COMERCIALIZÁVEIS.



A variável idade, apresentada na figura 4 a seguir, possui impacto positivo sobre o salário, confirmando a expectativa positiva a partir da hipótese de aumento de capital humano com a idade. Entretanto, a idade não é uma característica que teve seu impacto sobre o salário alterado após a abertura comercial. Ou seja, a maior exposição à concorrência externa não parece ter alterado o prêmio pago pelo capital humano que a idade possibilita acumular.

FIGURA 4

EVOLUÇÃO DOS COEFICIENTES DA VARIÁVEL DE IDADE E DA RESPECTIVA INTERAÇÃO COM O SETOR DE COMERCIALIZÁVEIS.



A interação de idade com a variável setorial indica que, o suposto acúmulo de capital humano com o passar dos anos é um pouco mais valorizado no setor comercializável, quando comparado com o setor não comercializável.

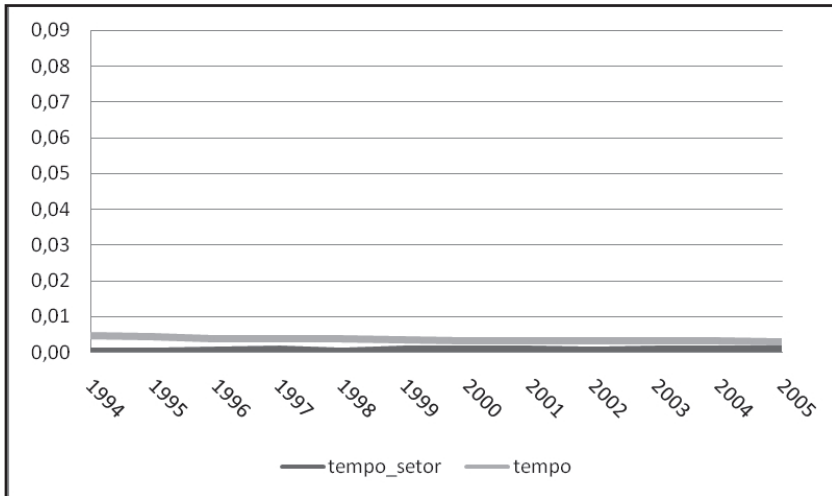
Ao elevarmos essa variável ao quadrado, o coeficiente torna-se negativo, sugerindo uma relação côncava entre idade e salário, porém estável entre os anos de 1994 e 2005. A interação desta última variável com o setor não apresenta diferenças intersetoriais.

O tempo de serviço no mesmo vínculo, que também sugere acúmulo de capital humano (dessa vez mais específico ainda, já que diz respeito às habilidades e conhecimentos estreitamente correlacionados com os necessários no estabelecimento), teve impacto positivo e significativo no salário. Essa variável apresentou comportamento estável ao longo do tempo, mesmo após a intensificação da abertura comercial.

Ao interagir o tempo com o setor, notou-se que o impacto dessa variável no salário é o mesmo em ambos os setores, tendo em vista que o coeficiente é nulo e também estável com o passar dos anos. A figura 5 a seguir ilustra essas dinâmicas.

FIGURA 5

EVOLUÇÃO DOS COEFICIENTES DA VARIÁVEL DE TEMPO DE SERVIÇO E DA RESPECTIVA INTERAÇÃO COM O SETOR DE COMERCIALIZÁVEIS.



Ao avaliar apenas os dois setores por meio do coeficiente da variável binária, conforme apresentado na figura 6, nota-se que os trabalhadores do setor de produtos comercializáveis tendem a ganhar mais que os trabalhadores alocados no setor de não comercializáveis. Porém, ao longo dos anos, o coeficiente diminui, sugerindo que, com o processo de abertura, a diferença salarial entre setores foi convergindo, chegando a não apresentar diferenças significativas entre 2002 e 2003.

Esse resultado é relevante uma vez que sugere que a segmentação do mercado de trabalho entre o setor exposto à concorrência externa e aquele cuja oferta é somente destinada ao mercado interno pode diminuir de forma consistente, com o passar dos anos.

FIGURA 6
DIFERENCIAL ENTRE OS SETORES DE BENS COMERCIALIZÁVEIS E NÃO
COMERCIALIZÁVEIS.

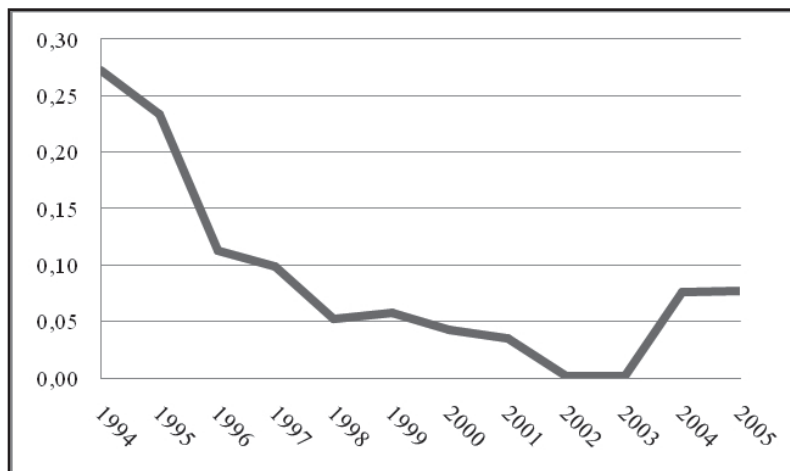


TABELA 1 - CONSOLIDAÇÃO DOS RESULTADOS DAS REGRESSÕES

Variáveis	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Intercepto	4,449 (0,003)	4,632 (0,002)	4,972 (0,002)	5,040 (0,002)	5,076 (0,002)	5,116 (0,002)	5,257 (0,002)	5,425 (0,002)	5,544 (0,002)	5,682 (0,002)	5,772 (0,002)	5,904 (0,002)
Educf	-1,093 (0,001)	-0,885 (0,001)	-1,020 (0,001)	-1,064 (0,001)	-1,093 (0,001)	-1,092 (0,001)	-1,103 (0,001)	-1,063 (0,001)	-1,038 (0,000)	-1,004 (0,000)	-0,987 (0,000)	-0,976 (0,000)
Educum	-0,701 (0,001)	-0,500 (0,001)	-0,695 (0,001)	-0,727 (0,001)	-0,761 (0,001)	-0,776 (0,001)	-0,791 (0,001)	-0,786 (0,001)	-0,780 (0,000)	-0,765 (0,000)	-0,751 (0,000)	-0,750 (0,000)
Sexo	0,387 (0,001)	0,366 (0,000)	0,348 (0,000)	0,351 (0,000)	0,344 (0,000)	0,333 (0,000)	0,320 (0,000)	0,296 (0,000)	0,282 (0,000)	0,281 (0,000)	0,276 (0,000)	0,268 (0,000)
Idade	0,078 (0,000)	0,079 (0,000)	0,077 (0,000)	0,077 (0,000)	0,077 (0,000)	0,076 (0,000)	0,073 (0,000)	0,066 (0,000)	0,062 (0,000)	0,059 (0,000)	0,057 (0,000)	0,054 (0,000)
Idade2	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Tempo	0,005 (0,000)	0,004 (0,000)	0,004 (0,000)	0,004 (0,000)	0,004 (0,000)	0,004 (0,000)	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)	0,003 (0,000)
Setor	0,272	0,234	0,113	0,099	0,052	0,058	0,043	0,035	0,001*	0,002*	0,076	0,078

	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,003)	(0,003)
Sexosetor	0,008	0,033	0,038	0,042	0,031	0,039	0,051	0,076	0,082	0,093	0,091	0,099
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Idadesetor	0,008	0,012	0,015	0,014	0,015	0,014	0,013	0,016	0,018	0,018	0,015	0,013
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Idade2_setor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Temposetor	0,000	0,000	0,001	0,001	0,000	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Educfsetor	-0,208	-0,281	-0,239	-0,250	-0,231	-0,270	-0,258	-0,320	-0,313	-0,327	-0,334	-0,336
	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Educmssetor	-0,124	-0,198	-0,121	-0,133	-0,124	-0,157	-0,152	-0,185	-0,175	-0,183	-0,203	-0,206
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
R2 ajustado	0,386	0,363	0,370	0,388	0,403	0,383	0,392	0,403	0,407	0,410	0,403	0,405

Fonte: microdados da RAIS. Elaboração: DISET/IPEA.

Notas: as informações não significantes estão indicadas com um *. Todos os demais coeficientes são significantes a 99% de confiança. Os valores entre parênteses representam os desvios-padrões.

6. Conclusões

O objetivo deste artigo foi analisar os diferenciais de rendimentos do trabalho entre os setores comercializáveis e não comercializáveis, no período da abertura da economia brasileira, mais especificamente a partir do Plano Real, em 1994. Procurou-se identificar tendências que, coincidindo com o processo de abertura, ampliaram ou reduziram esses diferenciais.

O presente estudo apresenta duas principais contribuições para o atual debate sobre a abertura comercial no Brasil. A primeira refere-se à consideração do setor de produtos não comercializáveis como parte do objeto de estudo, tendo em vista que este não é devidamente abordado na atual literatura empírica brasileira sobre o tema. A segunda contribuição se refere aos resultados significativos, porém contraditórios, em relação às hipóteses teóricas relacionadas ao modelo HOS, que é um marco interpretativo relativamente bem ancorado na literatura sobre a abertura comercial.

Em relação aos resultados obtidos, algumas variáveis apresentaram comportamentos ambíguos, que não corroboram determinadas hipóteses teóricas do modelo HOS. Em princípio, os dados se ajustam ao marco teórico, porém a relação positiva entre educação e salários, discriminação, remuneração pelo capital humano específico e segmentação parecem ser características que independem da exposição à concorrência externa.

Por exemplo, a educação parece ter um prêmio maior no setor exposto à concorrência externa e os dados obtidos sugerem que esse diferencial tendeu a ampliar-se. Esse comportamento sugere que os marcos interpretativos que colocam ênfase nas tendências centrífugas, produto das novas tecnologias sobre as vantagens, em termos distributivos, da abertura encontram certa fundamentação.

Contudo, os aspectos relativos à remuneração oriunda do capital humano específico (como idade e tempo de serviço) não parecem ter-se alterado no tempo entre os setores. Em termos de política pública, esse dado não pode ser negligenciado. Na hipótese de um processo de abertura produzir uma sensível depreciação do capital humano acumulado na vida ativa ou no posto de trabalho, o desemprego estrutural em segmentos específicos da força de trabalho (especialmente dos indivíduos com mais idade) seria um subproduto quase natural dessa maior exposição à concorrência mundial. Os resultados obtidos parecem indicar que esse não é o caso do Brasil.

Por outro lado, existem trajetórias que parecem contraditórias. Por exemplo, a queda na segmentação pode ser olhada como sinônimo de um aumento da eficiência alocativa do mercado de trabalho. Essa mudança seria esperada pelo processo de abertura, uma vez que os imperativos de produtividade podem permear, de forma direta ou indireta, toda a estrutura produtiva. Contudo, a trajetória dos dados sobre discriminação de gênero vão no sentido contrário. Ou seja, porque uma economia com maior grau de concorrência pode ser insensível à penalização de características individuais não produtivas? A resposta fica em aberto.

Em geral, este artigo pode ser visto como uma tentativa de tornar mais realistas os modelos que buscam quantificar as mudanças causadas pela abertura comercial sobre o mercado de trabalho. Assumir que todo o mercado de trabalho integra o setor exposto à concorrência externa pode ser de uma simplificação que induz a resultados viesados. Dividir esse mercado e assumir segmentação supõe que os impactos podem ser diferenciados e os resultados apresentados parecem corroborar essa intuição.

7. Referências bibliográficas

- ACEMOGLU, D., “Technical change, inequality and the labor market” *Journal of Economic Literature* . Vol. 40, N 1. 7-72. March 2002.
- ARBACHE, J.S.; Corseuil, C. A., “Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário” *Revista Brasileira de Economia* Vol. 58. n.4. 2004.
- ARBACHE, J. S.; DICKERSON, A.; GREEN, F. “Assessing the Stability of the Inter-industry Wage Structure in the Face of Radical Economic Reforms”. *Economics Letters*. Vol. 83. n. 3. p. 149-155. 2004.
- ARBACHE, J.S.; DICKERSON, A. and GREEN, F., “Trade liberalisation and wages in developing countries” *The Economic Journal*, Vol. 114. 73-96. 2004.

- BEYER, H., ROJAS, P. and VERGARA, R., “Trade liberalization and wage inequality” *Journal of Development Economics*. Vol. 59. 103-123. 1999.
- BRAMBOR, T., CLARK, W.R. and GOLDBERGER, M., “Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses”. *Political Analysis*. 2006.
- GIOVANNETTI, B. and MENEZES-FILHO, N., “Trade Liberalization and Demand for Skill in Brazil”, IBMEC Working Paper, N.9. São Paulo, 2006.
- Greene, W. *Econometric Analysis*. USA: 5th ed. Prentice Hall, 2002.
- HASKEL, J.E., “The Trade and Labor Approaches to Wage Inequality”, *Review of International Economics*. Vol.8. N.3. 397-408. 2000.
- KONAN, D.E. and MALKUS, K.E., “Quantifying the Impact of Services Liberalization in a Developing Country”, *Journal of Development Economics*. Vol.81. 142-162. 2006.
- MACHADO, A.F. e JAYME Jr., F.G., “Trade Liberalization and labor market in Brazil: impacts on employment and wages in tradeables and nontradeables sectors” *Texto para Discussão N 174*. IPEA. Agosto de 2002.
- MENEZES-FILHO, N.A. and MUENDLER, M.A., “Labor Reallocation in Response to Trade Reform”, CESifo Working Paper N. 1936. 2007. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=971455 . Acesso em: 29 Jun 2007.
- MOREIRA, M.M. and NAJBERG, S., “Trade Liberalisation in Brazil: Creating or Exporting Jobs?”. *The Journal of Development Studies*. Vol.36. N. 3. 78-99. 2000.
- PANDAY, P. “Trade Liberalization and the labor market revisited” *International Advances in Economic Research*. Vol. 11 N 4. 417-432. 2005.
- PAES DE BARROS, R., FRANCO, S. e MENDONÇA, R., “Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil”. *Texto para Discussão N 1288*. Ipea. 2007.
- RAPOSO, D. A., e MACHADO, A. F., “Abertura Comercial e Mercado de Trabalho: uma resenha bibliográfica”. *Texto para Discussão N 177*. IPEA. 2002.
- SOARES, S., SERVO, L.M.S. e ARBACHE, J.S., “O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil” *Texto para Discussão N 843*. IPEA. 2001.
- TOKARICK, S., “Quantifying the Impact of Trade on Wages: the Role of Nontraded Goods”. *Review of International Economics*. Vol. 13. N 5.841-860. 2005.
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. USA: MIT Press, 2001.

APÊNDICE

TABELA 2
CLASSIFICAÇÃO DAS SEÇÕES DA CNAE E PARTICIPAÇÃO NO TOTAL DE VÍNCULOS EM 2005

Setor	Seção	Denominação	Participação no total de vínculos (%)**
Comercializável	A	Agricultura, pecuária, silvicultura e exploração florestal*	5,25
	B	Pesca*	0,09
	C	Indústrias extrativas	0,57
	D	Indústrias de transformação	23,31
	E	Produção e distribuição de eletricidade, gás e água	0,77
	F	Construção	4,81
	G	Comércio; reparação de veículos automotores, objetos pessoais e domésticos	23,33
Não comercializável	H	Alojamento e alimentação	4,07
	I	Transporte, armazenagem e comunicações	6,49
	J	Intermediação financeira, seguros, previdência complementar e serviços relacionados	2,39
	K	Atividades imobiliárias, aluguéis e serviços prestados às empresas	13,41
	L	Administração pública, defesa e seguridade social	2,21
	M	Educação	3,70
	N	Saúde e serviços sociais	4,69
	O	Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	4,86
	P	Serviços domésticos	0,04
	Q	Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais	0,01

Fonte: CNAE 1.0 e RAIS/MTE. Elaboração própria.

Nota: * as seções A e B não foram consideradas nesse estudo devido à baixa qualidade dos dados; ** Foram considerados apenas os vínculos CLT de 2005.

TABELA 3
REMUNERAÇÃO MÉDIA DOS EMPREGADOS EM DEZEMBRO POR FAIXA DE IDADE,
EM R\$ CONSTANTES DE 2005

Idade do empregado	Setor	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Até 23 anos	C	566,22	579,00	610,45	621,65	630,23	637,90	644,60
	NC	521,31	542,01	553,69	556,00	549,14	547,06	557,90
24 a 34 anos	C	1075,01	1064,88	1109,59	1103,04	1105,10	1101,19	1100,60
	NC	920,24	924,84	922,31	913,73	890,47	885,49	898,10
35 a 49 anos	C	1662,48	1592,35	1751,95	1753,76	1794,59	1727,36	1716,70
	NC	1395,88	1380,50	1345,07	1327,77	1304,03	1283,93	1278,10
50 a 59 anos	C	1848,61	1667,05	1885,78	1929,83	1993,74	2015,84	2079,20
	NC	1402,81	1376,33	1425,04	1461,81	1465,54	1480,08	1517,40
60 anos ou mais	C	1456,31	1322,07	1466,19	1485,29	1517,40	1581,59	1683,60
	NC	1190,91	1182,61	1267,04	1304,03	1298,11	1343,50	1400,20

Fonte: RAIS/MTE. Elaboração: DISET/IPEA. Dados ajustados pelo IGP-DI.

TABELA 4
REMUNERAÇÃO MÉDIA DOS EMPREGADOS EM DEZEMBRO POR TEMPO DE
EMPRESA, EM R\$ CONSTANTES DE 2005

Tempo de empresa	Setor	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Até 4 meses	C	716,17	734,29	785,58	752,18	770,02	741,63	782,10
	NC	685,88	707,81	715,69	699,63	685,05	688,18	714,50
5 a 14 meses	C	873,97	853,46	920,24	888,30	888,76	881,90	909,40
	NC	759,73	808,99	801,19	780,60	763,31	770,15	780,90
15 a 39 meses	C	1002,22	1003,42	1048,41	1078,39	1062,78	1061,47	1056,50
	NC	855,73	901,10	911,68	914,90	910,49	892,25	906,80
40 a 49 meses	C	1202,67	1136,70	1239,97	1225,92	1258,76	1279,39	1244,10
	NC	969,82	980,40	1011,39	1030,77	1043,68	1060,42	1051,00
50 a 69 meses	C	1234,16	1244,92	1307,78	1345,94	1341,33	1373,19	1387,40
	NC	1049,24	1055,38	1064,56	1080,07	1112,49	1119,67	1157,60
70 meses ou mais	C	2001,73	1914,88	2120,01	2158,33	2253,64	2239,45	2217,30
	NC	1829,92	1759,30	1738,69	1749,47	1692,67	1695,88	1708,50

Fonte: RAIS/MTE. Elaboração: DISET/IPEA. Dados ajustados pelo IGP-DI.

TABELA 5
REMUNERAÇÃO MÉDIA DOS EMPREGADOS EM DEZEMBRO POR SEXO, EM R\$
CONSTANTES DE 2005

Sexo	Setor	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Masculino	C	1336,04	1288,68	1403,21	1406,40	1442,90	1413,43	1422,40
	NC	1128,97	1114,53	1106,27	1097,07	1084,17	1077,00	1088,00
Feminino	C	800,42	798,91	852,01	860,40	865,10	861,52	878,00
	NC	892,05	906,85	900,90	910,35	898,77	892,15	903,60

Fonte: RAIS/MTE. Elaboração: DISET/IPEA. Dados ajustados pelo IGP-DI.

TABELA 6
REMUNERAÇÃO MÉDIA DOS EMPREGADOS EM DEZEMBRO POR GRAU DE
INSTRUÇÃO, EM R\$ CONSTANTES DE 2005

Grau de instrução	Setor	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Analfabeto	C	585,36	618,86	648,85	641,50	519,90	517,06	520,70
	NC	693,27	767,68	709,76	711,31	550,05	534,80	538,50
4.Ser Incomp	C	683,62	672,55	692,49	680,82	716,11	690,40	693,20
	NC	603,90	628,94	646,64	649,81	643,99	643,92	660,60
4.Ser Comp	C	770,13	768,83	794,56	798,38	825,41	810,18	816,20
	NC	656,19	665,78	680,20	685,10	673,68	670,96	684,10
8.Ser Incomp	C	748,28	743,93	767,62	775,02	776,16	770,15	768,30
	NC	638,86	648,94	658,93	664,08	654,12	653,11	666,80
8.Ser Comp	C	868,39	854,75	888,61	888,56	877,16	885,39	877,40
	NC	682,72	684,64	686,00	688,73	669,93	667,90	677,60
2.Gr Incomp	C	930,03	897,50	898,00	895,17	875,23	849,79	827,80
	NC	726,87	749,26	706,44	692,89	663,56	657,02	660,00
2.Gr Comp	C	1431,44	1362,37	1432,77	1387,59	1389,79	1294,28	1257,70
	NC	1035,08	1008,17	947,45	916,32	853,84	842,92	831,20
Sup. Incomp	C	2559,51	2476,75	2564,32	2489,20	2347,25	2290,79	2198,30
	NC	1893,82	1955,76	1697,25	1616,48	1424,48	1412,27	1382,70
Sup. Comp	C	4986,39	4602,48	5183,47	5164,34	5008,42	5050,26	4985,20
	NC	3102,06	2971,12	3072,99	3016,39	2827,80	2806,05	2801,10

Fonte: RAIS/MTE. Elaboração: DISET/IPEA. Dados ajustados pelo IGP-DI.

COMÉRCIO E DESIGUALDADE SALARIAL ENTRE REGIÕES BRASILEIRAS

Thibault Fally¹
Rodrigo Paillacar²
Cristina Terra³

1. Introdução

Os episódios de liberalização comercial ocorridos nas últimas décadas foram acompanhados por um aumento da desigualdade na maioria dos países em desenvolvimento. Ao analisar os efeitos distributivos da globalização, Goldberg e Pavcnik (2007) discutem diferentes explicações possíveis para a associação positiva entre abertura comercial e desigualdade. Um padrão comum observado em muitos países em desenvolvimento é a baixa realocação da força de trabalho após a implementação de reformas. Abordagens convencionais, como a versão padrão do efeito Stolper-Samuelson ou o efeito de avanços tecnológicos viesados para trabalho qualificado, são frequentemente incapazes de capturar toda a complexidade contida nas variações do salário e da força de trabalho em reação à abertura comercial, especialmente por meio de uma perspectiva espacial. Artigos empíricos recentes que analisam desigualdades salariais entre regiões por meio de mecanismos alternativos, como custos de transação intranacionais e alocações no espaço, têm contribuído para a melhor compreensão desses fenômenos.

Dois trabalhos seminais nessa direção são os de Hanson (2005) e Redding and Venables (2004), aplicados a municipalidades americanas e a uma amostra de países, respectivamente. Ambos os trabalhos testam modelos estruturais da nova geografia econômica (NGE), encontrando um impacto significativo dos custos de transação em salários. Estudos intranacionais, inspirados nessa abordagem, têm sido aplicados a regiões europeias (HEAD e MAYER, 2006), regiões italianas (MION e NATICCHIONI, 2005), estados americanos (KNAAP, 2006) e províncias chinesas (Hering e Poncet, 2008)⁴. Utilizando uma abordagem diferente, Chiquiar (2008) explica as disparidades salariais entre estados mexicanos após a abertura comercial, explorando a exposição regional ao comércio internacional.

1 Professor da University of Colorado-Boulder.

2 Professor do THEMA - Université de Cergy-Pontoise.

3 THEMA – Université de Cergy-Pontoise e EPGE – Fundação Getúlio Vargas.

4 Apenas Head e Mayer (2006) e Hering e Poncet (2008) seguem a metodologia proposta por Redding and Venables (2004).

Este artigo se baseia nessa literatura incorporando características relacionadas aos indivíduos e às firmas na estimação de um modelo estrutural da NGE para explicar disparidades salariais entre regiões e entre setores no Brasil. O modelo é capaz de explicar o impacto da localização na desigualdade salarial entre os estados brasileiros e entre setores. Além disso, é capaz de separá-lo da desigualdade salarial provocada por outros fatores, como as diferenças na composição da força de trabalho ou a diversidade de setores entre os estados.

A relação central proposta pela abordagem da NGE é o impacto negativo dos custos de transação sobre o lucro das firmas, capturado por dois termos estruturais conhecidos na literatura como “Acesso a Mercados” e “Acesso a Fornecedores”. O primeiro mede o acesso a potenciais consumidores, enquanto o segundo se refere ao acesso a insumos intermediários. Ambas as medidas têm um impacto positivo sobre os lucros e são negativamente relacionadas aos custos de transporte. A hipótese de lucro zero gera, portanto, uma relação positiva entre salários e o acesso a mercados e a fornecedores, o que é conhecido como “equação de salário da NGE” (para uma derivação dessa equação, veja Redding e Venables, 2004).

Nossa abordagem empírica traz duas contribuições metodológicas dignas de atenção. Em primeiro lugar, controlamos para características individuais. Sem esse controle, os resultados podem ser espúrios, já que as características individuais podem ser correlacionadas com as variáveis estruturais da NGE. Até onde sabemos, apenas Hering e Poncet (2008) controlam para as características dos trabalhadores, e nenhum outro estudo controlou para a produtividade da firma. Além disso, nós estimamos o acesso a mercados e a fornecedores utilizando fluxos comerciais por setor, enquanto outros estudos utilizam fluxos comerciais agregados.⁵ Nosso procedimento mitiga o problema de colinearidade encontrado na literatura quando se tenta estimar essas duas variáveis. Apesar de ser verdade que a demanda e a oferta devem ser naturalmente correlacionadas para dados agregados, já que os trabalhadores são também consumidores, no nível industrial isso não deve ser verdade. Uma região pode ser especialista em algum setor e, no entanto, utilizar insumos da indústria como um todo.

Nós implementamos um procedimento em três etapas. Primeiro, os salários são regredidos nas características das firmas e dos trabalhadores, controlando para efeitos fixos de região e de setor. Segundo, seguindo a literatura da NGE, equações gravitacionais são estimadas com o objetivo de calcular os diferenciais de acesso a mercados e a fornecedores entre os estados. Computamos separadamente o acesso a mercados internacionais, nacionais e locais, e computamos o acesso a mercados e a fornecedores para cada setor separadamente. Finalmente, o acesso a mercados e a fornecedores produzidos na segunda etapa são utilizados como variáveis explicativas

5 Head e Mayer (2004) também usam dados por indústria, mas eles computam apenas o acesso a mercados.

das disparidades salariais entre os estados capturados por efeitos fixos de região e de setor no primeiro estágio.

O Brasil é um país particularmente interessante para o estudo desse modelo por dois motivos. Primeiramente, é um país com altos níveis de desigualdade entre regiões e entre indivíduos. O índice de Gini de 0,59 para o país em 2001, de acordo com UNDP (2005), dá uma ideia do nível de desigualdade individual. Com respeito à dimensão espacial, em um estudo sobre a evolução dos PIBs regionais no Brasil entre 1939-1998, Mossi et al. (2003) identificam dois *clusters* regionais no Brasil: um de baixa renda no Nordeste e um de alta renda no Sudeste. A renda *per capita* em São Paulo, o mais rico estado brasileiro, é 7,2 vezes a do Piauí, o mais pobre dos estados nordestinos, de acordo com Lall et al. (2004).⁶

Em segundo lugar, o Brasil é um país muito grande (em território, é o quinto maior do mundo) com ampla variação regional de acesso a mercados e a fornecedores, o que indica a relevância do teste da equação de salário da NGE. O estados do Norte são geograficamente mais próximos dos mercados internacionais mais ricos no hemisfério Norte, enquanto a demanda interna é maior no Sudeste. Além disso, a integração gerada pelo Mercosul faz de Buenos Aires outro importante centro, que beneficia a Região Sul. Mais recentemente, os estados localizados mais ao centro do país têm tido um crescimento significativo, em função do aumento da exportação de produtos agrícolas. Adicionalmente, o governo brasileiro tem subsidiado por longos períodos a implantação de indústrias em regiões atrasadas do Nordeste, obtendo resultados diversos em termos de competitividade (LALL et al., 2004). Como as desigualdades regionais são também importantes dentro de cada estado, nós exploramos dois níveis de agregação espacial: estados e municípios.

A distribuição de atividades entre regiões varia bastante entre setores. Por exemplo, produtos químicos em geral são produzidos na Bahia, enquanto o setor de transporte está localizado principalmente em São Paulo. Dados detalhados do comércio no Brasil por setor e por região permitem construir diferentes versões do acesso a mercados e a fornecedores, capturando todos esses aspectos. Consequentemente, nós somos capazes de estabelecer quais setores e que tipo de comércio (internacional ou intranacional) têm o maior impacto sobre salários por meio do mecanismo da NGE.

Com respeito ao Brasil, há três vantagens de se utilizar um arcabouço empírico que leva em conta a heterogeneidade entre trabalhadores e firmas. Primeiramente, há uma enorme diversidade individual, que é um importante determinante das desigualdades salariais no país. Em um trabalho clássico, Langoni (1973) demonstra, por meio de um estudo cuidadoso, que a principal origem de desigualdade de renda no Brasil é a heterogeneidade entre os trabalhadores com

⁶ Esses autores também demonstram que desigualdades regionais se estendem para indicadores sociais como mortalidade infantil e expectativa de vida. Eles fornecem informações detalhadas sobre as políticas regionais implementadas no Brasil para tratar esses problemas.

respeito a nível educacional, idade, sexo, setor e localização. Mais especificamente, Barros et al. (2000) mostram que, no Brasil, a distribuição de educação e seu retorno explicam aproximadamente metade da desigualdade causada por fatores observados.

Em segundo lugar, observamos substanciais diferenças de capital humano entre as regiões: trabalhadores das regiões ao Sul são mais educados do que aqueles das regiões ao Norte. Duarte et al. (2004) mostram que mais de 55% da diferença de retorno do trabalho entre as Regiões Nordeste e Sudeste é consequência do nível educacional. Essa diferença significativa dos níveis de educação da força de trabalho entre regiões pode ser explicada por *clustering* espacial (COMBES and DURANTON, 2006) ou por diferenças endógenas no retorno do estudo (REDDING and SCHOTT, 2003). Controlar por educação individual nos permite corrigir precisamente o viés induzido pelas diferenças na composição da força de trabalho entre regiões, o que pode, potencialmente, afetar a relação entre acesso a mercados e salário.

Finalmente, todos os estudos empíricos sobre firma e ajustes de emprego posteriores à abertura comercial enfatizam as mudanças substanciais na produtividade e realocações da força de trabalho no Brasil. Ferreira e Rossi (2003) revelam o aumento significativo da produtividade total dos fatores e da produtividade do trabalho decorrentes da diminuição das barreiras comerciais. Schor (2004), por sua vez, mostra que a resposta à abertura foi heterogênea entre as firmas. Dessa forma, controlar para as diferenças de produtividade das firmas também é importante para evitar resultados viesados.

Quanto ao impacto da abertura comercial no retorno sobre educação, existem evidências conflitantes na literatura. Gonzaga et al. (2006) encontram evidência favorável ao mecanismo Stolper-Samuelson: o prêmio de qualificação diminuiu no Brasil. Essa evidência é corroborada por Ferreira et al. (2007). Por uma perspectiva diferente, Pavcnik et al. (2004) examinam os efeitos de competição imperfeita e imobilidade da força de trabalho entre setores, e eles não encontram evidência de impacto da redução das tarifas no prêmio de qualificação por setor. Esses estudos, no entanto, não exploram nenhuma diversidade espacial potencial. Uma primeira tentativa foi apresentada por Lederman et al. (2004), que medem a contribuição de vários possíveis determinantes de salário inspirados por teorias de economia urbana e da NGE. Todavia, eles não testaram um modelo estrutural, o que dificulta a interpretação dos seus resultados. Combes et al. (2005) argumentam que muitos mecanismos diferentes, como transbordamento de conhecimento e vantagens de acesso a mercados, podem ser abordados utilizando formas reduzidas similares (e.g., distância bilateral, índices de concentração). Portanto, a medida dos determinantes das disparidades salariais entre regiões não permitem determinar o canal econômico que causa essas disparidades. Para avançar nessa linha de pesquisa é imperativo testar modelos teóricos.⁷

7 O estudo dos determinantes do crescimento das cidades brasileiras elaborado por da Mata et al. (2005), apesar de não estar diretamente relacionado com os

O capítulo está organizado da seguinte maneira. A seção 2 descreve a metodologia, com um sumário breve do arcabouço teórico e uma descrição da estratégia empírica adotada. Os dados estão descritos na seção 3, enquanto a seção 4 discute os resultados. A seção 5 conclui.

2. Metodologia

2.1. Arcabouço teórico

Em modelos de geografia econômica, a interação entre a competição monopolística entre firmas e os custos de transação propõe a distribuição espacial da demanda como um importante determinante dos lucros. Esse será o arcabouço por trás do nosso exercício empírico. Uma descrição breve de suas principais hipóteses, ao invés de um detalhamento do modelo, será apresentada, já que modelos desse tipo se tornaram padrão na literatura (veja, por exemplo, Head e Mayer, 2004 e 2006; Redding e Venables, 2004).

Seguindo o modelo de comércio de Dixit-Stiglitz-Krugman, supomos que as preferências têm elasticidade de substituição constante entre variedades de produtos.⁸ Supõe-se, ainda, que cada variedade é produzida por uma única firma sob competição monopolística. Produtores e consumidores estão distribuídos por diferentes regiões, e existem custos de transporte *ad valorem*, τ_{rsi} , entre qualquer par de regiões r e s .

Dadas essas hipóteses, em um equilíbrio simétrico com n_{ri} firmas na região r e setor i , pode-se mostrar que o valor das vendas totais da região r para a região s , no setor i , X_{rsi} , é:

$$(1) \quad X_{rsi} \equiv n_{ri} p_{si} x_{rsi} = \frac{n_{ri} (p_{ri} \tau_{rsi})^{1-\sigma} E_{si}}{P_{si}^{1-\sigma}},$$

onde x_{rsi} representa as vendas de uma firma na região r para a região s , no setor i , p_{ri} é o preço recebido pela firma, de tal maneira que $p_{ri} \tau_{rsi}$ é o preço pago pelo consumidor na região s por um produto da região r no setor i , σ é a elasticidade de substituição entre variedades de produto, e E_{si} é o gasto total da região s . $P_{si}^{1-\sigma}$ é o índice de preços, definido como:

$$(2) \quad P_{si}^{1-\sigma} \equiv \sum_k n_{ki} (p_{ki} \tau_{ksi})^{1-\sigma}.$$

Quanto ao custo de produção, supomos que as firmas utilizam como insumo trabalho e bens intermediários, incorrendo em um custo fixo. Mais precisamente,

determinantes dos salários regionais, representa um exemplo desse tipo de trabalho, pois o lado da demanda e o da oferta de uma cidade são modelados. Traistaru-Siedschlag e Volpe-Martincus (2006) exploram algumas implicações dos modelos NGE para aglomerações industriais nos países do Mercosul. Assim como outros estudos já citados acima, os testes são executados utilizando aproximações, ao invés de variáveis estruturais.

8 Seguimos Head e Mayer (2006) e Redding e Venables (2004), derivando o acesso a mercados por preferências Dixit-Stiglitz. O acesso a mercados pode também ser derivado a partir de modelos alternativos (e.g. por uma função de demanda quadrática como em Melitz e Ottaviano, 2005).

no setor i , insumos intermediários consistem de uma composição de bens de todos os setores em que ϖ_{ji} é a proporção da despesa gasta com produtos do setor j .⁹ O índice total de preços de insumos intermediários são definidos como SA_{ri} , que denota ‘acesso a fornecedores’:¹⁰

$$(3) \quad SA_{ri} \equiv \prod_j (P_{rj}^{1-\sigma})^{\varpi_{ji}}$$

Portanto, os custos totais de uma firma na região r e setor i podem ser representados por $SA_{ri}^{\alpha/(1-\sigma)} W_{ri}^{\beta} (f_i + \sum_s x_{rsi})$, em que α e β são parâmetros, f_i denota o custo fixo no setor i , e W_{ri} é o salário na região r e setor i .¹¹ O acesso a fornecedores é uma medida do acesso da firma aos insumos intermediários. Quanto menor o custo dos insumos intermediários, maior o acesso a fornecedores.

Na maximização de lucro, os preços são determinados por um *mark-up* constante sobre o custo marginal. Pode-se mostrar, portanto, que o lucro é igual a:

$$(4) \quad \Pi_{ri} = \frac{1}{\sigma} \left(SA_{ri}^{\alpha/(1-\sigma)} W_{ri}^{\beta} \right)^{1-\sigma} MA_{ri} - f_i SA_{ri}^{\alpha/(1-\sigma)} W_{ri}^{\beta}$$

onde MA_{ri} é o ‘acesso a mercados’, ou ‘potencial real de mercado’, como denominado por Head e Mayer (2006), definido por:

$$(5) \quad MA_{ri} \equiv \sum_s \left(\frac{\tau_{rsi}^{1-\sigma} E_{sj}}{P_{si}^{1-\sigma}} \right)$$

O acesso a mercados reflete o acesso das firmas aos mercados, que será maior quanto menor forem os custos de transporte e quanto maiores forem as despesas reais das regiões importadoras. Quanto maior o acesso a mercados, maior será a demanda pelos produtos daquela região.

Finalmente, somos capazes de relacionar os salários ao acesso a mercados e a fornecedores, (daqui para frente denotados por AM e AF, respectivamente). Com entrada livre, os lucros das firmas devem ser zero em equilíbrio. Portanto, dada a equação para a função lucro (4), essa condição de equilíbrio determina:

$$(6) \quad W_{ri} = \left(\frac{MA_{ri}}{\sigma f_i} \right)^{\frac{1}{\beta\sigma}} S_{ri}^{\frac{\alpha}{\beta(\sigma-1)}}$$

Logo, salários são maiores em regiões com maior AM, isto é, com baixos custos de transporte em regiões com níveis de despesa altos. Além disso, salários são maiores em regiões com AF mais alto, isto é, onde insumos podem ser comprados a preços mais baixos em função do menor custo de transação encarado pelo fornecedor.

2.2. Estratégia empírica

Nossa implementação empírica do arcabouço teórico descrito acima

9 Para cada indústria i , temos $\sum_j \varpi_{ji} = 1$.

10 Essa especificação do índice de preços dos insumos intermediários pode ser derivada por meio de uma função de produção Cobb-Douglas, utilizando insumos de todas as outras indústrias.

11 Supomos que a migração de trabalhadores entre regiões não seja suficientemente alta para eliminar via arbitragem todas as disparidades de salário.

envolve uma estratégia de três etapas. Primeiro salários são regredidos nas características da firma e do trabalhador, incluindo efeitos fixos de região e de setor. O prêmio de salário capturado por esses efeitos fixos será a variável a ser explicada pelo acesso a mercados e a fornecedores. Segundo, seguindo a literatura da NGE, equações gravitacionais são estimadas com o objetivo de calcular diferenciais de acesso a mercados e a fornecedores entre estados. Finalmente, o acesso a mercados derivado na segunda etapa é usado como uma variável explicativa das disparidades de salário entre regiões não explicadas por características individuais na primeira etapa. A seguir explicamos cada etapa separadamente.

PRIMEIRA ETAPA

Enquanto o arcabouço teórico descrito nas subseções acima tratam o trabalho como um fator de produção homogêneo, sabemos que esse não é o caso. Existe uma literatura extensa explicando diferenças de salário entre indivíduos por suas características, como nível de educação, anos de experiência, sexo, situação conjugal, entre outras variáveis. Para o Brasil, em particular, o trabalho seminal de Langoni (1973) apresenta evidência da importância da heterogeneidade entre trabalhadores nas desigualdades de renda. Se a diversidade individual da força de trabalho fosse similar entre as regiões, nós poderíamos ainda explicar os salários médios regionais por meio das diferenças de acesso a mercados e a fornecedores, como proposto na equação (6). Trabalhos empíricos anteriores, no entanto, identificam diferenças substanciais na composição da força de trabalho entre as regiões brasileiras, especificamente com respeito ao nível educacional (veja, por exemplo, Duarte et al., 2004). Nesse contexto, nossos resultados seriam viesados se não controlássemos pelas características individuais e sua alocação entre regiões e entre setores. Logo, a primeira etapa do nosso estudo empírico consiste em estimar a seguinte equação:

$$(7) \quad \log w_{k,ri} = \mu_1 ed_l + \mu_2 ex_l + \mu_3 f_k + p_{ri} + \xi_l,$$

em que $w_{k,ri}$ é o salário do trabalhador l , que trabalha para a firma k , no setor i , da região r . ed_l representa o vetor de variáveis que capturam o nível de educação do trabalhador. O vetor ex_l captura a experiência do trabalhador, f_k é a produtividade da firma e p_{ri} representa efeitos fixos de região/setor.

Os efeitos fixos de região/setor capturam as disparidades de salário que não são explicadas pelas características dos trabalhadores e das firmas, e são a variável que será explicada pelo acesso a mercados e a fornecedores das regiões e das firmas.

SEGUNDA ETAPA

A segunda etapa consiste em estimar AM e AF, o que é feito da seguinte maneira. A equação (1) pode ser escrita como:

$$(8) \quad \log X_{rsi} = \log n_i p_i + (1 - \sigma) \log \tau_{rsi} + \log \frac{E_i}{P^{1-\sigma}},$$

e a equação (8) é estimada utilizando dados de comércio bilateral, P_i^s , por meio de:

$$(9) \quad \log X_{rsi} = FX_{ri} + \sum_k \delta_{ki} TC_{k,rs} + FM_{si} + \varepsilon_{rsi},$$

em que FX_{ri} e FM_{si} são os efeitos fixos da indústria i nas regiões exportadoras e importadoras respectivamente, usados para capturar o primeiro e o último termos da equação (8). Um conjunto de variáveis representadas por $TC_{k,rs}$ são utilizadas para capturar custos de transporte e estimar o termo do meio da equação (9). Essas variáveis incluem a distância entre duas regiões (em log), se elas compartilham fronteiras, língua, se contíguas, ou se já houve uma relação colonial entre elas.¹²

A regressão (9) é estimada para fluxos de comércio agregados, como em Redding e Venables (2004), e, alternativamente, também é estimada separadamente para cada setor. Essa segunda abordagem permite impactos diferenciados dos custos de transporte ou dos efeitos fixos das regiões importadoras e exportadoras entre setores e é implementada da maneira a seguir.

Da definição de AM, na equação (5), os coeficientes estimados na equação (9) podem ser usados para computá-lo como em:

$$(10) \quad MA_{ri} \equiv \sum_s \left[(\exp FM_{si}) \prod_k (\exp TC_{k,rsi})^{\delta_{ki}} \right].$$

Temos, conseqüentemente, uma medida de acesso a mercados para cada setor separadamente, em cada região.

Quanto ao AF, definido na equação (3), seu valor estimado é computado de maneira parecida, usando, entretanto, o coeficiente das variáveis *dummy* da região exportadora. Para levar em conta integração vertical entre setores, nós usamos os coeficientes da matriz de insumo-produto, $\hat{\omega}_{ji}$ para ponderar o impacto de cada setor no acesso a fornecedores. Dessa forma, computamos:

$$(11) \quad SA_{ri} \equiv \prod_j \left\{ \sum_s \left[(\exp FX_{sj}) \prod_k (\exp TC_{k,r sj})^{\delta_{kj}} \right] \right\}^{\omega_{ji}},$$

o que gera uma medida para o AF para cada setor em cada região.

Este artigo não é o primeiro a ponderar o acesso a fornecedores do setor por uma matriz de insumo-produto (veja, por exemplo, Amiti e Cameron, 2007). É o primeiro, no entanto, a aplicar esse método, a abordagem estrutural proposta por Redding e Venables (2004).

12 Muitos diferentes conjuntos de variáveis podem ser especificados, mas mudar a especificação das equações gravitacionais gera muito pouca mudança nos resultados da etapa final. Por exemplo, os resultados são similares se introduzirmos uma *dummy* para os pares com países que fazem parte do Mercosul, ou se introduzirmos distâncias via estradas (para comércio intranacional apenas) ao invés da distância física, ou se estimarmos coeficientes diferenciados para o comércio intranacional *versus* o internacional. Finalmente, Paillacar (2007) mostra que Gamma PML gera resultados semelhantes aos de OLS.

TERCEIRA ETAPA

Finalmente, os valores estimados para AM e AF são usados para explicar as diferenças no prêmio de salário entre regiões e entre setores. A equação (6) pode ser escrita como:

$$(12) \quad \log w_{ri} = -\frac{1}{\beta\sigma} \log \sigma f_i + \frac{1}{\beta\sigma} \log MA_{ri} + \frac{\alpha}{\beta(\sigma-1)} \log SA_{ri},$$

que pode ser estimada por meio de:

$$(13) \quad \log p_{ri} = \theta_0 + \theta_1 \log \hat{MA}_{ri} + \theta_2 \log \hat{SA}_{ri} + \theta_3 D_i + \zeta_{ri},$$

em que D_i representa *dummies* de setor, e p_{ri} são os efeitos fixos de região e de setor estimados na regressão do salário (7). Logo, AM e AF são usados para explicar diferenças de salário entre regiões e setores que não são explicadas pelas características dos trabalhadores e das firmas.

3. Dados

Três conjuntos de dados foram utilizados: sobre características individuais, fluxos de comércio e características dos países. Focamos numa análise *cross-section* do ano de 1999, já que os dados de comércio intranacional só estão disponíveis para esse ano (VASCONCELOS e OLIVEIRA, 2006).

Características individuais foram extraídas da base de dados da Relação Anual das Informações Sociais do Ministério do Trabalho brasileiro (RAIS), que abrange todos os trabalhadores do setor formal¹³. Nós focamos no setor industrial por sua compatibilidade com os dados de comércio. Como diferentes empregos podem ter sido atribuídos para o mesmo indivíduo, nós selecionamos aquele que pagava mais¹⁴. Os dados fornecem características individuais importantes (salário, nível educacional, idade, sexo, etc.), assim como os números de identificação dos trabalhadores e das firmas, o que nos permite combinar a base de dados RAIS com os dados da PIA.

A Pesquisa Industrial Anual (PIA) feita pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cobre todas as firmas com mais de 30 empregados de 1996 a 2003, representando a maior parte da força de trabalho no setor industrial. Essa base de dados nos fornece um número grande de variáveis de produção, como vendas, trabalho, materiais, energia e investimento, o que nos permite medir a produtividade (ver apêndice).

Nós completamos os dados da PIA com dois outros conjuntos de dados utilizando o número de identificação da firma: os dados de folha de pagamento do

¹³ Em função do número bastante grande de observações, nós rodamos nossas regressões em amostras aleatórias de 500.000 ou 800.000 empregados. Mudanças no tamanho da amostra não afetam nossos coeficientes nem, em particular, a estimação dos efeitos fixos de região e de indústria.

¹⁴ Por exemplo, um trabalhador pode ter mudado de ocupação ou estabelecimento ao longo do tempo, ou pode até mesmo ter dois empregos registrados ao mesmo tempo. Para avaliar a robustez de nossos resultados, nós, alternativamente, escolhemos a média dos salários, o salário total, em dezembro ou ao longo do ano, e a escolha não afetou o resultado.

IBRE-FGV (Instituto Brasileiro de Economia – Fundação Getúlio Vargas) em 1995, de onde tiramos o estoque de capital fixo inicial; e os dados de patente do Instituto Nacional da Propriedade Industrial (INPI). Remetemo-nos ao apêndice para uma descrição completa das variáveis.

Com o objetivo de estimar o acesso a mercados por setor e estado brasileiro, nós utilizamos dados de comércio retirados de fontes fiscais (Vasconcelos e Oliveira, 2006), para o comércio entre estados brasileiros e outros países (Secretaria de Comércio Exterior, Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior), e entre outros países (*Base pour l'Analyse du Commerce International*, CEPII). Ademais, computamos as vendas totais entre regiões por meio da subtração das exportações intranacionais e internacionais. Esse conjunto de dados nos fornecem um retrato completo e consistente de todos os fluxos de comércio, definido ao nível de dois dígitos da Revisão 3 ISIC (que corresponde à classificação industrial brasileira a dois dígitos, CNAE).

Finalmente, completamos as informações individuais e comerciais com uma variedade de dados sobre geografia, infraestrutura e regulação. Distâncias, relação colonial, língua, coordenadas, PIB, áreas e densidades demográficas são fornecidas pelo CEPII (*Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales*) e pelo IBGE. A distância entre estados é a distância geodésica entre as suas respectivas capitais (calculada em km a partir das coordenadas).

A *dummy* fronteira nacional é igual a zero se a origem e o destino do comércio estão no mesmo país (por exemplo, São Paulo-Rio) e igual a 1 caso contrário. De forma análoga, a *dummy* fronteira interna é igual a zero se o fluxo comercial é dentro de um mesmo estado brasileiro (por exemplo, São Paulo-São Paulo), e 1 caso contrário. A *dummy* contiguidade nacional, por sua vez, é igual a 1 se a fronteira nacional é igual a 1 e se ambos os países (ou o país e o respectivo estado brasileiro) partilham a mesma fronteira (por exemplo, a contiguidade nacional entre o Acre e a Bolívia é igual a 1, mas entre São Paulo e Bolívia é 0). Analogamente, a *dummy* contiguidade interna é igual a 1 quando os dois estados brasileiros em questão partilharem uma fronteira.

A *dummy* idioma é igual a 1 se o comércio diz respeito a dois países diferentes (isto é, a *dummy* fronteira nacional é igual a 1) e se fala o mesmo idioma em ambos (mais precisamente, se o idioma oficial é o mesmo ou se o mesmo idioma é usado por pelo menos 20% da população). Ligação colonial, por sua vez, é igual a 1 se, entre dois países diferentes, um deles foi no passado colonizado pelo outro.

Taxas de migração por municípios vêm do Censo 2000 (IBGE). A matriz de insumo-produto é construída por meio de dados da OECD e do IBGE, entre setores a 2 dígitos, ISIC Rev 3. O custo de abrir um negócio foi medido para 13 estados

pelo Banco Mundial (base de dados “Doing Business”). Um índice de carga tributária entre estados brasileiros é construído utilizando dados da PIA. Informações sobre a infraestrutura de estradas e portos foram retiradas do Grupo Executivo de Integração da Política de Transportes (GEIPOT) e Campos (2006). Taxas de homicídio vêm do DATASUS (banco de dados do Sistema Único de Saúde). Dados de dotação natural por município são de Timmins (2007).

4. Resultados

4.1. Regressões preliminares

Iniciamos com as primeiras duas etapas do processo de estimação descrito na seção 3.2, isto é, estimando o diferencial prêmio salarial entre as regiões e computando os valores estimados do potencial real de mercado e o acesso a fornecedores.

PRIMEIRA ETAPA: PRÊMIO SALARIAL

A equação (7) é estimada usando dados individuais de trabalhadores homens, entre 25 e 65 anos de idade. A seleção desse grupo foi feita para gerar uma amostra mais homogênea, eliminando possíveis efeitos de diferenças nas variáveis provocadas por saída precoce do mercado ou participação feminina. Para medir educação, usamos variáveis *dummy* para nove níveis de educação. Idade e idade ao quadrado são utilizadas como *proxy* para experiência. Efeitos fixos de estado e de setor também são incluídos como variáveis de controle. A Tabela 1 apresenta os resultados. A única diferença entre os resultados apresentados nas colunas (1) e (2) é o fato de a segunda utilizar a produtividade das firmas como uma variável de controle adicional.

Devemos notar que o R^2 (ajustado ou não) é muito alto. Isso é explicado pela desigualdade salarial muito grande entre setores e regiões quando comparada à desigualdade salarial entre homens no setor industrial formal. Se as *dummies* de região/setor são excluídas, 34,1% da variância é explicada por características do trabalhador (resultado não reportado nas tabelas). Se as características do trabalhador são excluídas, as *dummies* de região/setor explicam 83,1% da variância, mas uma fração alta dessa variação também diz respeito a diferenças de idade e nível educacional. Essa análise indica que o diferencial de salário entre regiões e setores constitui a principal fonte de desigualdades no Brasil, mas grande parte pode ser explicada por diferenças sistemáticas nas características individuais, o que ressalta a importância do seu controle, feito no presente trabalho.

TABELA 1
SALÁRIOS E CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS
VARIÁVEL DEPENDENTE: SALÁRIOS

	(1)	(2)
Produtividade da firma		0,297** [0,002]
Idade	-0,072** [0,001]	0,084** [0,001]
Idade ao quadrado / 100	-0,072** [0,001]	-0,084** [0,001]
Educação (nível 5 = 0):		
Nível 1	-0,365** [0,005]	-0,418** [0,006]
Nível 2	-0,239** [0,003]	-0,273** [0,003]
Nível 3	-0,149** [0,002]	-0,160** [0,003]
Nível 4	-0,075** [0,002]	-0,084** [0,002]
Nível 6	0,156** [0,003]	0,149** [0,003]
Nível 7	0,419** [0,002]	0,371** [0,003]
Nível 8	0,852** [0,004]	0,799** [0,005]
Nível 9	1,240** [0,003]	1,168** [0,004]
Efeito fixo Estado x Setor	sim	sim
R-quadrado	0,880	0,899
N. observações	798494	499144

Nota: regressões por MQO com desvio padrão robusto entre parênteses. Nível de significância: **1% e *5%.

SEGUNDA ETAPA: POTENCIAL DE MERCADO E ACESSO A FORNECEDORES

Para computar os valores estimados de potencial de mercado e acesso a fornecedores, começamos por estimar a equação gravitacional (9). Cada estado do Brasil é definido como uma região. Procedemos de duas formas. Na primeira, os coeficientes são supostos iguais para todos os setores, como feito usualmente na

literatura, enquanto na segunda é rodada uma regressão para cada setor, estimando então coeficientes distintos para cada uma. A Tabela 2 apresenta os resultados. A primeira coluna apresenta os coeficientes com os fluxos de comércio agregados e a segunda coluna é a média dos coeficientes estimados nas regressões por setor.

TABELA 2
EQUAÇÃO GRAVITACIONAL
VARIÁVEL DEPENDENTE: FLUXOS COMERCIAIS

	Agregado ^(a)	Por Setor ^(b)
Distância	-1.448** [0.018]	-1.359 (0.180)
Fronteira nacional	-4.326** [0.116]	-4.534 (0.983)
Contigüidade nacional	1.001** [0.095]	0.785 (0.184)
Fronteira interna	-2.594** [0.386]	-3.212 (0.968)
Contigüidade interna	0.128 [0.225]	0.205 (0.469)
Idioma	0.839** [0.043]	0.604 (0.263)
Ligação colonial	0.832** [0.100]	0.903 (0.140)
EF exportador	Sim	Sim
EF importador	Sim	Sim
Setores		22
R-quadrado	0.982	
N.observações	25315	total: 246833

Notas: (a) Regressões por MQO com desvio padrão robusto entre parênteses, e efeitos fixos para região importadora e região exportadora. Variável dependente: fluxos comerciais agregados. Nível de significância: ** 1% e * 5%. (b) Regressões em MQO por setor. Variável dependente: fluxos comerciais por indústria. Média e desvio-padrão dos coeficientes estimados nas regressões por setor.

A equação (10) foi usada para computar os valores estimados de potencial de mercado para cada região, a partir dos coeficientes estimados pela regressão (9) e apresentados na Tabela 2. Note-se que, ao calcular AM para cada região, nós somamos para todas as regiões de destino de comércio. Então é possível obter uma medida de acesso a mercados de um subgrupo de parceiros comerciais, e isso é exatamente o que

fazemos para estudar os impactos diferenciados de acesso ao mercado local, nacional e internacional. A Tabela 3 apresenta o salário médio em cada estado e os resultados para a média de AM por setor, separados por total, nacional (excluindo local) e internacional. Todos os dados da tabela estão em variações de log da média entre regiões.

TABELA 3
SALÁRIO MÉDIO E ACESSO A MERCADO POR ESTADO

Estado	Código	Região	Salário	AM Total	AM Não-Local	AM
					Nacional	Internacional
Rondônia	11	Norte	-0,262	-1,140	-0,769	0,229
Acre	12	Norte	-0,365	-1,025	-0,986	0,588
Amazonas	13	Norte	0,570	-0,756	-1,021	0,464
Roraima	14	Norte	-0,133	-1,601	-0,969	0,519
Pará	15	Norte	-0,193	-1,086	-0,604	-0,271
Amapá	16	Norte	0,277	-1,261	-0,604	-0,273
Tocantins	17	Norte	-0,391	-1,376	-0,207	-0,244
Maranhão	21	Nordeste	-0,307	-0,519	-0,539	-0,497
Piauí	22	Nordeste	-0,505	-0,970	-0,264	-0,508
Ceará	23	Nordeste	-0,271	0,180	-0,547	-0,651
Rio Grande do Norte	24	Nordeste	-0,340	-0,405	-0,206	-0,708
Paraíba	25	Nordeste	-0,235	0,034	0,332	-0,699
Pernambuco	26	Nordeste	-0,084	0,582	-0,064	-0,683
Alagoas	27	Nordeste	-0,326	0,097	0,136	-0,634
Sergipe	28	Nordeste	-0,210	0,043	0,045	-0,566
Bahia	29	Nordeste	0,157	-0,312	-0,113	-0,487
Minas Gerais	31	Sudeste	0,229	0,514	0,985	-0,111
Espírito Santo	32	Sudeste	0,283	1,604	0,613	-0,231
Rio de Janeiro	33	Sudeste	0,461	2,256	1,284	-0,026
São Paulo	35	Sudeste	0,776	2,854	0,414	0,174
Paraná	41	Sul	0,219	1,353	1,253	1,054

Santa Catarina	42	Sul	0,264	1,015	1,000	1,051
Rio Grande do Sul	43	Sul	0,335	0,957	0,146	1,631
Mato Grosso do Sul	50	Centro-oeste	-0,100	-0,803	0,290	0,690
Mato Grosso	51	Centro-oeste	-0,122	-1,182	-0,279	0,301
Goiás	52	Centro-oeste	-0,085	-0,492	0,348	-0,013
Distrito Federal	53	Centro-oeste	0,357	1,436	0,326	-0,104

Notas: Acesso a Mercado médio entre setores (em log) e salários (em log), como diferença da média entre estados.

4.2. Regressões principais

A regressão de referência é apresentada na primeira coluna da Tabela 4. Nessa regressão, o diferencial de salários captado pelo efeito fixo de setor/região na primeira etapa do procedimento de estimação é regredido no acesso a mercados (AM), calculado na segunda etapa. O resultado mostra que o diferencial de salários é positivamente e significativamente correlacionado com AM. O coeficiente de 0.140 encontrado significa que uma diminuição de 1% do desvio padrão do AM entre regiões faz com que a variância dos salário entre regiões diminua de 0.1465 para 0.1458, ou seja, uma diminuição do desvio padrão de 0.22%.¹⁵

O coeficiente de AM que obtemos na regressão de referência é maior do que o estimado por Head e Mayer (2006) para Europa, e menor do que o obtido por Redding e Venables (2004) em um estudo entre países. Há algumas diferenças entre o nosso procedimento e os desses dois artigos. Primeiramente, nós controlamos o prêmio salarial por características individuais. Como Redding e Venables (2004) não o fazem, os valores estimados por eles podem estar capturando diferentes composições da força de trabalho entre países, gerando, assim, os coeficientes maiores. Head e Mayer (2006) controlam por educação, mas apenas a nível agregado. Nosso coeficiente estimado é mais próximo do encontrado em Hering e Poncet (2008), que também controlam diferenças salariais por características individuais em regiões da China. É importante notar que, quando não controlamos por habilidades individuais no primeiro passo (resultados na coluna 2 da Tabela 4), o coeficiente de acesso a mercados aumenta de 0,14 para 0,17.

¹⁵ Esse cálculo foi feito da seguinte forma. Em primeiro lugar, calculamos a variância entre regiões dos salários que não é proveniente de variações de AM. Para isso, subtraímos da variância média dos salários entre estados (0.1465) a variância média de AM entre regiões (1.5814) multiplicada pelo quadrado do coeficiente de AM na equação de salários (0.140). Em seguida, adicionamos ao resultado a variância de AM decrescida de 1 desvio padrão, também multiplicada pelo quadrado do coeficiente de AM. Dessa forma, obtivemos a variância do salário entre regiões quando o AM tem um desvio padrão 1% menor, enquanto que a variância das outras fontes de variação dos salários permanece inalterada.

Outra diferença do presente trabalho com relação a Redding e Venables (2004) é que construímos a variável de acesso a mercados a partir de equações gravitacionais por setor. Alternativamente, quando construímos o acesso de mercado usando fluxos de comércio agregados nas equações gravitacionais (resultados na terceira coluna), o coeficiente encontrado é cerca de 0,08, mais baixo e próximo do encontrado por Head e Mayer (2006) em regiões europeias. Esse coeficiente, no entanto, é estimado de forma menos precisa do que o obtido por meio de fluxos de comércio desagregados por setor.

Em nossa regressão de referência, AM explica 35% das disparidades de salário entre regiões e setores. Ao usarmos apenas *dummies* de setor, ao invés de AM, apenas 17,5% dos diferenciais de salários são explicados (regressão não apresentada): AM tem um poder explanatório superior do que apenas *dummies* de setor. Entretanto, a desagregação por setor ajuda de fato a explicar o diferencial de salários, como pode ser visto comparando-se os resultados da primeira e terceira colunas da Tabela 4.

Utilizamos medidas separadas de AM para analisar os diferentes impactos de acesso as mercados local, nacional e internacional. Quando tiramos acesso a mercados locais e consideramos apenas acesso a outros estados brasileiros ou outros países (resultado na linha 4), ainda encontramos um coeficiente grande e significativo. O coeficiente, inclusive, é maior do que o presente na primeira linha, que também incluía acesso de mercado local, ainda que a diferença não seja estatisticamente significativa.

As linhas cinco e seis apresentam os resultados quando apenas o acesso a mercados nacionais (excluindo local) e internacionais é considerado, respectivamente. Vale notar que o acesso a mercados internacionais sozinho gera o maior impacto nos salários, e o coeficiente estimado com maior precisão, comparado com outros subgrupos de acesso de mercado. O R^2 da regressão com acesso a mercados internacionais é também o maior entre os subgrupos.

Esse resultado interessante pode ser explicado pela abertura comercial que ocorreu nos anos 90. A redução de barreiras de comércio que ocorreu na primeira metade da década pode ter tido impactos diferenciados pelas regiões do país exatamente por diferenças em AM internacional entre as regiões. O impacto da abertura comercial sobre os salários seria maior nas regiões com maior AM internacional. No final da década de 90, nosso período de estudo, é possível que a realocação dos trabalhadores entre regiões ainda não tivesse sido suficiente para eliminar os diferenciais salariais causados pela liberalização comercial. Em um estudo sobre abertura comercial mexicana, Chiquiar (2008) mostra que, depois do segundo estágio de abertura comercial, “regiões com maior exposição a mercados internacionais exibiram um aumento relativo no nível salarial”. Podemos estar capturando um efeito similar no Brasil.

TABELA 4

EFEITO DO ACESSO A MERCADOS SOBRE PRÊMIO SALARIAL
VARIÁVEL DEPENDENTE: PRÊMIO SALARIAL

Medida de AM	(1) AM Total	(2) AM Total	(3) AM Total (agregado)	(4) AM Não local	(5) AM Nacional	(6) AM Internacional
Acesso a mercados	0,140** [0,012]	0,168** [0,013]	0,079** [0,026]	0,185** [0,022]	0,162** [0,021]	0,228** [0,018]
Controle por qualificação no primeiro passo	sim	não	sim	sim	sim	sim
Por indústria	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Efeito fixo de indústria	sim	sim	não	sim	sim	sim
R-quadrado	0,350	0,432	0,275	0,255	0,248	0,294
N.observações	540	540	27	540	540	540

Notas: regressões por MQO e 2SLS com erro-padrão robusto e efeitos fixos de setor (exceto coluna 3). Variável dependente: prêmio salarial (veja seção 2.2, efeitos fixos de regressão de salários individuais em características individuais na primeira etapa). Regressor: acesso a mercados (veja seção 2.2, calculado a partir de uma equação gravitacional sobre fluxos de comércio intra-nacional e internacional na segunda etapa.); "não local": excluindo o próprio estado. "nacional": excluindo mercados externos e locais; "internacional": outros países com fronteira Brasil. Nível de significância: ** 1%.

4.3. Produtividade

Nessa seção verificamos se a correlação positiva encontrada entre AM e os diferenciais de salários regionais pode estar relacionada a diferenças de produtividade que poderiam ter sido geradas pelo próprio AM. O modelo de Redding e Venables (2004) enfatiza o efeito sobre a demanda por trabalho por meio do AM. No entanto, modelos mais recentes de comércio internacional e seleção de firmas (veja Melitz, 2003, e Melitz e Ottaviano, 2005) mostram que o acesso a mercados externos pode ter um impacto positivo na produtividade média da firma, o que, por sua vez, afeta positivamente os salários. Baldwin e Okubo (2006) apresentam um modelo teórico em que o AM pode impactar as produtividades regionais.

É possível, portanto, que o impacto do AM sobre os diferenciais de salário seja na verdade devido ao seu impacto sobre produtividade. Assim, da mesma forma como controlamos pelas características individuais, também podemos controlar por produtividade ao estimar os diferenciais de salários no primeiro passo do procedimento. Isso é possível, pois podemos combinar os dados sobre trabalhadores (RAIS) com os dados sobre as firmas (PIA).¹⁶ Encontramos uma elasticidade da produtividade sobre salários positiva e significativa, próxima do 0,3, como apresentado na segunda coluna da Tabela 1, na seção 4.1.

¹⁶ Mion e Nattichioni (2005) também têm a intenção de controlar por produtividade, mas utilizam apenas tamanho da firma.

Os valores do impacto do acesso a mercados sobre diferenciais de salários, controlado pela produtividade, são mostrados na Tabela 5. A primeira coluna da Tabela 5 é equivalente à primeira da Tabela 4, mas usando regressões de salário no primeiro passo controlando pela produtividade, isto é, usando efeitos fixos de região/setor da regressão na primeira coluna da Tabela 1. O prêmio salarial, corrigido pela produtividade, ainda é muito correlacionado com AM, ainda que com um coeficiente um pouco menor, de 0,11 ao invés de 0,14.

A mesma comparação é válida para as regressões com AM apenas nacional e apenas internacional (colunas 2 e 3, respectivamente): o controle por produtividade no primeiro passo gera coeficientes menores para AM no terceiro passo. Além disso, o R² das regressões com controle para produtividade das firmas é maior do que nas regressões sem controle.

Uma alternativa ao controle por produtividade no primeiro estágio da estimação, é o controle diretamente no último estágio. O coeficiente estimado para AM continua o mesmo, como pode ser visto na quarta coluna da Tabela 5. Também controlamos por produtividade no primeiro e terceiro passo (resultado não mostrado), e, de forma interessante, ainda encontramos um coeficiente para produtividade positivo e significativo no terceiro passo. Isso pode ser consequência de externalidades positivas da produtividade ou de efeitos de alocação.

TABELA 5
CONTROLANDO PARA PRODUTIVIDADE
VARIÁVEL DEPENDENTE: PRÊMIO SALARIAL

	(1)	(2)	(3)	(4)
Acesso a mercados	0,112** [0,011]			-0,112** [0,010]
AM Nacional, Não local		0,134** [0,018]		
AM Internacional			0,201** [0,017]	
Produtividade				0,294** [0,057]
Controlando para produtividade na primeira etapa	sim	sim	sim	não
Qualificação na primeira etapa	sim	sim	sim	sim
EF Setor	sim	sim	sim	sim
R-quadrado	0,403	0,328	0,388	0,510
N.observações	466	466	466	419

Notas: regressões por MQO com desvio padrão robusto e efeitos por setor.

A relação encontrada entre AM e produtividade, apresentada na Tabela 6, está de acordo com o modelo de Melitz (2003). De acordo com esse modelo, um maior acesso a mercados internacionais aumenta a seleção entre as firmas, aumentando, assim, a produtividade média e diminuindo a dispersão. O oposto ocorre com AM local, que permite que firmas com produtividade baixa sobrevivam, gerando o efeito contrário sobre produtividade. Como apresentado nos resultados da primeira coluna da tabela, encontramos uma correlação positiva e significativa entre produtividade e AM global, porém não muito alta. Ao separar entre AM nacional e internacional (resultados na segunda coluna), encontramos um coeficiente positivo e não significativo para AM nacional, enquanto que, para AM internacional, o coeficiente é significativo, positivo e elevado. Enquanto a dispersão da produtividade tem relação positiva com AM nacional e negativa com AM internacional, ambos os coeficientes são significativos (resultados na terceira coluna).

TABELA 6
PRODUTIVIDADE E ACESSO A MERCADO

	Produtividade		Dispersão da produtividade
	(1)	(2)	(3)
Acesso a mercados	0,022** [0,012]		
AM Nacional		-0,012** [0,019]	0,020 [0,011]
AM Internacional		0,062** [0,020]	-0,021** [0,009]
EF por setor	sim	sim	sim
R-quadrado	0,079	0,087	0,256
N.observações	420	420	242

Notas: regressões por MQO e 2SLS com erro-padrão robusto e efeitos fixos de setor. Nível de significância: ** 1% e *5%.

4.4. Acesso a mercados *versus* acesso a fornecedores

Até então estudamos o impacto do AM sobre salários. Como discutido na seção 2.1, o AM capta quão próximo dos consumidores está certa região, enquanto o AF indica a proximidade com relação aos fornecedores de bens intermediários. O impacto do AM sobre salários ocorre por meio do seu efeito sobre a demanda, enquanto que o impacto do AF ocorre por menores custos e maior produtividade.

Um problema típico com as medidas de AM e AF é que elas tendem a ser altamente correlacionadas. Para resolver esse problema, Redding e Venables (2004)

incluem algumas hipóteses adicionais sobre a relação entre o AM e o AF. Com o nosso método, no entanto, esse problema é minimizado, sem necessitar de restrições adicionais. Ao calculá-los para cada setor, os acessos a mercados e a fornecedores têm menor chance de serem correlacionados.

Analogamente ao que foi feito para o AM, nós utilizamos um método de estimação em três etapas para o AF. Na primeira etapa, salários são regredidos nas características individuais e *dummies* de regiões/setores. O segundo passo consiste em computar a medida de AF de acordo com a equação (11), como descrito na seção 2.2. Por último, usamos o AF como variável explicativa dos diferenciais de salários estimados na primeira etapa. Os resultados são apresentados na Tabela 7.

Quando apenas o AF é utilizado como variável explicativa (primeira coluna), o coeficiente estimado é igual ao encontrado para acesso a mercado. O mesmo acontece quando usamos apenas AF não local (resultados na segunda coluna). Esse pode ser um sinal de que as medidas encontradas de AM e AF são correlacionadas de forma que ambas capturam o mesmo efeito.

Para descobrir se ambas as medidas têm impactos independentes sobre os salários das regiões, incluímos simultaneamente ambas como variáveis explicativas. Os resultados (terceira coluna) mostram que ambas têm impacto positivo e significativo sobre salários, e o impacto do AM é maior do que o do AF.¹⁷

Usando apenas AF e AM não locais (resultados na quarta coluna), apenas o AM tem coeficiente positivo e significativo. Note-se que o desvio padrão é elevado, indicando que problemas de colinearidade podem ser mais importantes para acesso a mercados e a fornecedores não locais do que para os locais.

TABELA 7
ACESSO A MERCADOS VERSUS ACESSO A FORNECEDORES
VARIÁVEL DEPENDENTE: PRÊMIO SALARIAL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Acesso a mercados	0,140** [0,010]		0,066** [0,017]		0,049** [0,019]
AF Não local		0,193** [0,023]		-0,019** [0,078]	
Acesso a mercados			0,108** [0,021]		0,124** [0,021]
AM Não local				0,238** [0,079]	

17 Em Redding e Venables (2004), a mesma especificação gera um coeficiente significativo apenas para AM, enquanto o coeficiente de AF é menor e não significativo..

AF instrumentalizado	não	não	não	sim	não
EF por setor	sim	sim	sim	sim	sim
Controle por qualificação	sim	sim	sim	sim	sim
R-quadrado	0,347	0,222	0,384	0,382	0,241
N.observações	441	441	441	441	441

Notas: regressões por MQO e 2SLS com erro-padrão robusto e efeitos fixos de setor. Variável dependente: prêmio salarial (veja seção 2.2, efeitos fixos de regressão de salários individuais em características individuais e efeitos fixos de estado/setor). Regressor: acesso a mercados e a fornecedores (veja seção 2.2, calculado de equações gravitacionais em fluxos de comércio intranacionais e internacionais); "não local": excluindo o próprio estado. Instrumento para acesso a fornecedores na coluna (4): acesso a fornecedores excluindo a própria indústria. Nível de significância: ** 1% e *5%.

Outra preocupação com a medida de AF é a possibilidade de correlação com o próprio setor. Para lidar com isso, criamos um instrumento excluindo o próprio setor na computação de AF, isto é, zeramos as entradas da matriz insumo-produto referentes ao próprio setor e normalizamos os outros coeficientes para que somem um. Quando esse instrumento é utilizado no lugar de AF, ainda temos coeficientes positivos e significativos para AF e AM, e a distância entre eles aumenta (resultados na quinta coluna).

4.5. Outros testes de robustez

Nesta seção checamos se nossos resultados são robustos em várias dimensões. Primeiramente, uma das suposições implícitas na nossa metodologia é que o retorno sobre a educação é constante entre os estados, ou seja, é independente do AM. Essa suposição nos permite controlar pela educação no primeiro estágio, de forma independente da regressão da última etapa. Pode-se argumentar que o AM tem, na verdade, um impacto sobre o retorno da qualificação. Verificamos, então, se a correlação entre o AM e os salários é similar entre níveis de educação. Em segundo lugar, regulações e impostos variam entre os estados brasileiros. Se essas diferenças estiverem correlacionadas com o acesso a mercados, nossos resultados poderiam estar viesados. Em terceiro lugar, checamos se a infraestrutura local influencia o impacto do AM sobre salários, isto é, um termo de interação entre essas duas variáveis teria um coeficiente positivo. Em seguida analisamos cada um desses casos.

DIFERENÇAS NA QUALIFICAÇÃO

Artigos teóricos mostram que é possível que o AM tenha efeito sobre o prêmio para qualificação e retornos sobre educação (veja, por exemplo, Redding e Schott, 2003): por um lado, trabalhadores qualificados têm maior mobilidade, mas, por outro lado, a concentração de atividades pode aumentar a produtividade de trabalhadores qualificados em particular, por meio de retornos crescentes de escala ou por interações insumo-produto em setores intensivos em trabalho qualificado.

Os resultados nas primeiras duas colunas da Tabela 8, no entanto, indicam que esse canal não é relevante para o caso brasileiro: a correlação observada entre salários e AM não parece variar significativamente com o nível educacional.

Na coluna (1), em que o prêmio salarial é construído somente a partir de dados de trabalhadores qualificados (com segundo grau completo ou mais), o coeficiente para acesso a mercados é maior, mas não estatisticamente diferente do coeficiente da primeira coluna da Tabela 4 (mesma especificação com todos os trabalhadores). Na coluna (2), o prêmio salarial é construído com dados apenas de trabalhadores não qualificados (segundo grau incompleto ou menos), e o coeficiente obtido para AM é próximo da regressão básica na Tabela 4. O impacto do acesso a mercados sobre os salários parece ser maior para trabalho qualificado, mas a diferença não é significativa.¹⁸ Ou seja, retornos sobre educação não são correlacionados de maneira significativa com acesso de mercado, o que valida o primeiro passo da nossa metodologia.

Ao considerarmos apenas o AM internacional, obtemos resultados diferentes e bem interessantes. O coeficiente para AM internacional sobre diferenciais de salários entre setores é significativamente maior entre trabalhadores não qualificados do que entre os qualificados [resultados nas colunas (3) e (4) da Tabela 8], o que é exatamente o oposto do resultado previsto por Redding e Venables (2003).

TABELA 8
PRÊMIO SALARIAL E ACESSO A MERCADO: TRABALHADORES QUALIFICADOS
VERSUS NÃO QUALIFICADOS
VARIÁVEL DEPENDENTE: PRÊMIO SALARIAL

Trabalhadores	(1) Qualificados	(2) Não Qualificados	(3) Qualificados	(4) Não Qualificados
Acesso a mercados	0,160** [0,014]	0,134** [0,011]		
AM Internacional			0,196** [0,023]	0,229** [0,017]
EF por setor	sim	sim	sim	sim
R-quadrado	0,373	0,387	0,278	0,344
N.observações	504	532	504	532

Notas: regressões por MQO com desvio padrão robusto a heterocedasticidade e efeitos fixos de setor. Variável dependente: prêmio salarial (veja seção 2.2, efeitos fixos de regressão de salários individuais em características individuais na primeira etapa). Regressor: acesso a mercados (veja seção 2.2, calculado a partir de uma equação gravitacional sobre fluxos de comércio intranacional e internacional na segunda etapa); "internacional": outros países com fronteira com o Brasil. Nível de significância: ** 1%.

18 Alternativamente, também regredimos diretamente o prêmio de qualificação sobre o AM. O coeficiente tem o sinal esperado, mas não é significativo.

Esse resultado significa que o AM internacional tem um impacto relativamente maior sobre o salário dos trabalhadores não qualificados. Sendo o período do presente estudo de apenas alguns anos após uma grande liberalização comercial, esse resultado pode ser o sinal do efeito Stolper-Samuelson em ação. De acordo com esse efeito, a abertura comercial no Brasil, um país relativamente abundante em mão de obra pouco qualificada, deveria aumentar relativamente o retorno desse fator de produção. Em uma perspectiva de geografia econômica, o impacto não seria homogêneo pelo país: seria maior em regiões com maior AM internacional. Essa interpretação é compatível com os resultados de Gonzaga et al. (2006), que apresentam evidência de variações de salário no Brasil compatíveis com o efeito Stolper-Samuelson.

CONTROLANDO POR IMPOSTOS E REGULAÇÃO

Enquanto a infraestrutura geralmente é melhor nos estados do sul do país, sucessivos governos têm tentado melhorar a infraestrutura em regiões remotas e adotado incentivos fiscais para promover o desenvolvimento industrial em regiões mais atrasadas, com diferentes graus de sucesso. Se a infraestrutura ou a carga tributária forem correlacionadas com o acesso a mercados, ao não controlar por essas variáveis obtemos resultados viesados. Na Tabela 9, coluna (1), o prêmio salarial é regredido no acesso a mercados e na alíquota de imposto média calculada a partir dados de firmas (soma dos impostos pagos por cada firma sobre receita). Apesar de os impostos terem um impacto negativo sobre salários, o controle por estes afeta o coeficiente para acesso a mercados apenas marginalmente.

Na coluna (2), utilizamos dados do Banco Mundial de custo de entrada no mercado para as firmas (“Doing Business in Brazil”), que possui uma estimação do custo de iniciar um negócio nos 13 estados brasileiros. Ao controlarmos por essa variável, o coeficiente do AM ainda é significativo, porém menor, o que significa que parte da relação entre AM e salários pode ser explicada pela relação negativa entre custos de entrada e salários, e uma correlação negativa entre custos de entrada e AM.¹⁹ Mesmo com ambos coeficientes significativos, devemos lembrar que os resultados da coluna (2) são baseados em um número pequeno de estados.

INTERAÇÃO COM INFRAESTRUTURA

A medida de AM utilizada nesse artigo não capta efeitos como infraestrutura, acesso ao mar ou outras características locais. Essas variáveis poderiam ter um impacto sobre o AM, mas, como o seu impacto não varia de acordo com os destinos da exportação, ele não seria captado pelo efeito fixo do importador nas equações gravitacionais, que é a variável usada para computar o AM. Para analisar o efeito da infraestrutura local, estimamos um termo de interação entre o AM e a variável de

¹⁹ Índices alternativos de custos de entrada (tempo ou número de procedimentos para começar um negócio) são positivamente correlacionados com acesso a mercados. O coeficiente obtido para AM é, na verdade, maior se índices alternativos são usados na regressão.

infraestrutura. Primeiramente, na coluna (3) da Tabela 9, regredimos o prêmio salarial no acesso a mercados e uma variável de interação com um índice de infraestrutura rodoviária (*dummy* igual a 1 se o estado está acima da mediana da densidade de estradas, isto é, quilometragem de estradas dividida pela área do estado). O termo de interação calculado é positivo e significativo. Isso significa que estados com melhor infraestrutura rodoviária se beneficiam mais de maior AM. Na coluna (4), estimamos um termo de interação entre AM internacional e uma *dummy* igual a 1 se o estado possui um dos maiores portos do Brasil (veja Campos, 2006). Como esperado, a presença de um porto aumenta os ganhos de um acesso a mercados maior.

TABELA 9
ACESSO A MERCADOS, REGULAÇÃO E INFRAESTRUTURA
VARIÁVEL DEPENDENTE: PRÊMIO SALARIAL

	(1)	(2)	(3)	(4)
Acesso a Mercados	0,145** [0,011]	0,099** [0,013]	0,118** [0,021]	
Impostos	-0,231** [0,037]		0,071** [0,011]	
Custos de Entrada		-0,011** [0,001]		
Índice de Estradas			-1,806** [0,402]	
Acesso a Mercados *Índice de estradas			0,065** [0,015]	
AM Internacional				-0,025** [0,076]
Portos				-2,228** [0,581]
AM Internacional *Portos				0,118** [0,027]
EF por Setor	sim	sim	sim	sim
Controle por Qualidade	sim	sim	sim	sim
R-quadrado	0,384	0,522	0,376	0,368
N.observações	540	277	540	540

Notas: regressões por OLS com desvio padrão robusto e efeitos fixos por setor.

Variável dependente: prêmio salarial (veja seção 2.2, efeitos fixos de regressão de salários individuais em características individuais e efeitos fixos de estado/setor).

Regressor: acesso a mercados e a fornecedores (veja seção 2.2, calculado de equações gravitacionais sobre fluxos de comércio intranacionais e internacionais); Impostos: razão impostos/receita média de firmas setoriais no estado; custos de entrada: custo de criação de negócio/produto para 13 estados brasileiros (fonte: Banco Mundial); Índice de estradas: igual a 1 se a densidade de estradas é acima da mediana e zero caso contrário (fonte: Geipot); portos: igual a 1 se há um porto grande (top 10) no estado, zero caso contrário.

Nível de significância: ** 1%.

4.6. Regressões por municípios: amenidades e *spillovers*

Os dados individuais nos permitem detalhar nossa análise em nível municipal, a menor unidade administrativa do Brasil (a municipalidade refere-se ao local do estabelecimento). Esse refinamento tem três vantagens. Em primeiro lugar, depois de construir um índice de AM por município, podemos analisar a correlação entre o AM e os salários dentro dos estados e checar se o efeito é similar em escalas espaciais diferentes. Em segundo lugar, essa mudança permite controlarmos mais precisamente por externalidades de capital humano, dado que estas são maiores em escalas menores. Em terceiro lugar, ao usar dados demográficos, migratórios e de amenidades locais detalhados, podemos controlar pela atratividade de cada município.

Primeiramente, estimamos o prêmio salarial dos municípios rodando uma regressão de salários em características individuais (educação e idade para homens com idade entre 25 e 65 anos). O prêmio salarial corrigido é obtido por meio da média do resíduo por cada município.²⁰

Para estimar o AM para os municípios, teríamos que rodar equações gravitacionais dos fluxos de comércio entre eles, como especificado na equação (9). Como não temos esses dados, usamos fluxos de comércio agregado entre estados e estimamos efeitos fixos de importador por estado.²¹ Se supusermos, adicionalmente, que os níveis de preço são relativamente parecidos dentro de cada estado, podemos construir efeitos fixos de pseudo-importadores por municípios, multiplicando o efeito fixo de importador do estado pela fração do produto gerado pelo município dentro do estado. De acordo com a equação (10), multiplicamos pelos custos de comércio²² para obter uma medida de acesso a mercados por município.

Além do acesso a mercados, as interações entre municípios e os efeitos de *spillover*, em particular, devem também influenciar os salários e a sua correlação espacial entre municípios. Para corrigir por autocorrelação espacial, que gera um desvio padrão subestimado pelo método OLS, usamos a metodologia GMM reportada por Conley (1999). Especificamos o ponto de corte para interações espaciais de 1,5 grau em latitude ou longitude, isto é, 100 milhas²³ (isso significa que ignoramos interações entre cidades distantes por mais de 100 milhas). Esse método é robusto à má especificação do grau de correlação espacial entre unidades geográficas e nos permite obter erro-padrão robusto para os coeficientes estimados por OLS.

20 Esse método simplificado nos permite evitar a estimação de milhares de efeitos fixos para municípios, se tivéssemos repetido rigorosamente a mesma metodologia empregada para os estados. Isso poderia levar a uma subestimação da correlação entre salários e acesso a mercado, dado que superestimamos os efeitos da idade e educação. No entanto, os coeficientes estimados para idade e são muito próximos dos resultados obtidos anteriormente na Tabela 1.

21 A equação gravitacional estimada é similar à especificada na coluna (1) da Tabela 1, mas excluindo a variável referente a municípios contíguos, que é insignificante e não tem sentido a nível municipal.

22 Custos de comércio são estimados usando os coeficientes das equações gravitacionais e as distâncias entre municípios. Ao calcular o acesso a mercados, também excluimos a demanda interna do município (a exclusão de cidades grandes das regressões não afeta os resultados).

23 A especificação de outros pontos de corte não aumenta os desvios padrão.

A Tabela 10 mostra os resultados obtidos regredindo os salários médios por município no AM e nas variáveis de controle. A primeira coluna confirma a correlação entre salários e AM. O coeficiente é bem parecido com o resultado por estados, na coluna (3) da Tabela 4, quando o acesso a mercados não é calculado por setor. O desvio padrão é três vezes maior do que o estimado usando OLS tradicional, o que confirma que o desvio padrão de OLS é subestimado devido à correlação espacial. O desvio padrão corrigido é mais próximo daquele obtido na regressão por estados.

Na segunda coluna, os salários são regredidos no acesso a mercados regionais (demanda dentro do mesmo estado) e nos efeitos fixos de estado. O resultado confirma que o AM tem um impacto parecido sobre os salários em escalas geográficas distintas, ou seja, o impacto de custos de comércio sobre salários é linear em relação à distância.

Na coluna (3), é feita uma regressão dos salários no AM, na densidade demográfica, na idade dos trabalhadores (média) e na proporção de trabalhadores em cada nível educacional (a referência é nível 5, educação primária completa), para controlar por externalidades de capital humano locais. Os coeficientes de educação no último estágio apresentam um impacto positivo (resultado não reportado), o que sugere externalidades positivas dos trabalhadores com educação superior (como já controlamos por efeitos individuais). O coeficiente resultante para AM é um pouco menor do que o da primeira especificação, mas continua alto.

Por último, controlamos por uma *proxy* da atratividade de cada município. O controle pela proporção de novos residentes no município não afeta o coeficiente de acesso a mercados, como mostrado na coluna (4). Na coluna (5), mesmo adicionando diversos controles para amenidades e dotações locais (taxa de homicídio, altitude, acesso ao mar, temperatura, incidência de chuvas, qualidade do solo, recursos minerais, tipo de agricultura e terra), ainda encontramos coeficientes altos e significativos para acesso a mercados.

TABELA 10
VARIÁVEL DEPENDENTE: PRÊMIO SALARIAL POR MUNICÍPIO

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Acesso a Mercados	0,162** [0,016]	0,086** [0,013]		0,107** [0,012]	0,091** [0,010]	0,081** [0,014]
AM Regional			0,071** [0,011]			

Variáveis de controle da última etapa			Estados Efeitos fixos	Densidade Idade Média Idade Média ² Educação (% de trabalhadores por nível)	Novos Residentes (%)	Taxa de homicídio, Altitude, Acesso ao mar, Tipo de solo Temperaturas, Incidência de chuva, Minerais, Terra arável, Tipo de agricultura
Controlando para qualificação (1ª Etapa)	não	sim	sim	sim	sim	sim
R-quadrado	0,242	0,109	0,301	0,151	0,170	0,255
N.observações	3439	3439	3438	3439	3439	3439

Notas: regressões por MQO com desvio padrão corrigido para dependência espacial (Conley 1999).

5. Conclusão

Nos modelos da NGE, a existência de migração dentro do país deveria eliminar, em grande parte, as vantagens regionais oriundas do acesso a mercados e fornecedores, de forma que os diferenciais de salários seriam determinados apenas por características individuais, dos setores e das firmas. Nossos resultados, no entanto, indicam que a mobilidade de trabalho não eliminou, via arbitragem, todas as diferenças de salários entre regiões. Encontramos um impacto positivo e significativo do acesso a mercado e a fornecedores sobre salários, ainda maiores do que os encontrados em outros trabalhos para regiões europeias, mesmo com os altos níveis de migração no Brasil.

Menezes-Filho e Muendler (2007) apresentam evidência de uma elevada saída de trabalhadores de setores que competem com importados como resultado da liberalização comercial dos anos 90. Porém, isso não significa que a realocação do trabalho ocorreu na direção esperada:²⁴ as indústrias exportadoras não parecem ter absorvido esse trabalhadores. Conquanto seja possível propor modelos de NGE com migração e desigualdade de salários especial (veja Hanson, 2005), parece que um fenômeno mais complexo está acontecendo, que requer a incorporação de fricções do mercado de trabalho, dinâmicas de migração (em particular, preferências e variações do retorno por qualificação) e *matching* de firmas heterogêneas com trabalhadores heterogêneos. Um passo nessa direção é feito em Hering e Paillacar (2008).

²⁴ Segundo Menezes-Filho e Muendler (2007): "Brazil's trade liberalization triggers worker displacements particularly from protected industries, as trade theory predicts and welcomes. But neither comparative-advantage industries nor exporters absorb trade-displaced workers for years" (p. 2).

6. Referências bibliográficas

- AMITI, Mary e Lisa Cameron (2007). “Economic Geography and Wages,” *The Review of Economics and Statistics* 89(1): 15-29, 01.
- CHIQUIAR, D. (2008). “Globalization, regional wage differentials and the Stolper–Samuelson Theorem: Evidence from Mexico,” *Journal of International Economics*. 74(1): 70-93.
- COMBES, Pierre-Phillipe e GILLES, Duranton (2006). “Labor Pooling, Labor Poaching, and Spatial Clustering,” *Regional Science and Urban Economics* 36: 1-28.
- BALDWIN, Richard e OKUBO, Toshihiro (2006). “Agglomeration, Offshoring and Heterogenous Firms,” CEPR Discussion Papers 5663.
- BARROS, R., HENRIQUES, R. e MENDONÇA, R. (2000), “Education and Equitable Economic Development”, *Economia* 1: 111-144.
- BARROS, Ricardo P. e Rosane S.P. Mendonça (1995). “Os Determinantes da Desigualdade no Brasil,” Texto para discussão n.377, IPEA.
- BOURGUIGON, François; Francisco H.G. Ferreira e Phillippe G. Leite (2002). “Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distributions Across Countries”, document de travail DELTA n° 2002-04.
- CAMPOS, C. (2006). “Portos Brasileiros: área de influência, Ranking, Porte et os Principias Produtos Movimentados”, IPEA TD 1164.
- DUARTE, Angelo J., Pedro C. Ferreira e Márcio A. Salvato (2004). “Regional or educational disparities? A counterfactual exercise”, *Ensaio Econômicos EPGE* n.532.
- FERREIRA, Francisco H.G., Phillippe G. Leite e Matthew Wai-Poi (2007). “Trade Liberalization, Employment Flows, and Wage Inequality in Brazil,” World Bank Policy Research Working Paper No. 4108.
- FERREIRA, Pedro e José Luiz Rossi (2003). “New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth,” *International Economic Review* 44(4).
- GOLDBERG, P. e N. Pavcnik (2007). “Distributional effects of globalization in developing countries,” *Journal of Economic Literature* 45(1): 39-82.
- GONZAGA, Gustavo, Naércio Menezes-Filho and Cristina Terra (2006). “Trade Liberalization and the Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil,” *Journal of International Economics* 68(2): 345-367, March.
- HEAD, K. e T. Mayer (2004). “The Empirics of Agglomeration and Trade”. *Handbook of Regional and Urban Economics*, North Holland.
- HEAD, K. e T. Mayer (2006). “Regional wage and employment responses to market potential in the EU,” *Regional Science and Urban Economics* 36: 573-594.

- HERING, L. e R. Paillacar (2008). “On the Relation between market access, migration and wages: An empirical analysis,” Mimeo.
- LANGONI, Carlos G. (1973). *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura.
- MELITZ, M. e G.I.P. Ottaviano (2005). “Market Size, Trade, and Productivity,” NBER WP 11393.
- MENEZES-FILHO, N.A. e M. Muendler (2007). “Labor reallocation in response to trade reform,” Mimeo.
- MENEZES-FILHO, N.A., M. Muendler e Garey Ramey (2008). “The structure of worker compensation in Brazil, with a comparison to France and the United States,” *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- REDDING, Stephen e Peter Schott (2003). “Distance, Skill Deepening and Development: Will Peripheral Countries Ever Get Rich?,” *Journal of Development Economics* 72(2): 515-41.
- REDDING, S. e A.J.Venables (2004). “Economic geography and international inequality,” *Journal of International Economics* 62: 53-82.
- TRAISTARU-SIEDSCHLAG, Iulia e Christian Volpe-Martincus (2006). “Economic Integration and Manufacturing Concentration Patterns: Evidence from MERCOSUR,” *Open Economies Review* 17(3): 297-319.

APÊNDICE

EDUCAÇÃO:

Variáveis educacionais são *dummies* para cada nível. Os níveis são:

Nível 1:	ANALFABETO	Analfabeto
Nível 2:	4.SER INCOMP	Até a Quarta Série (incompleto)
Nível 3:	4.SER COMP	Até a Quarta Série (completo)
Nível 4:	8.SER INCOMP	Até a Oitava Série (incompleto)
Nível 5:	8.SER COMP	Até a Oitava Série (completo)
Nível 6:	2.GR INCOMP	Segundo Grau (incompleto)
Nível 7:	2.GR COMP	Segundo Grau (completo)
Nível 8:	SUP. INCOMP	Superior (incompleto)
Nível 9:	SUP. COMP	Superior (completo)

FLUXOS DE COMÉRCIO INTRANACIONAIS:

Os fluxos de comércio entre estados são obtidos de Vasconcelos e Oliveira (2006), que processaram as informações dos impostos sobre valor adicionado fornecidas pelo Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ) – Ministério da Fazenda.

MEDIDA DE PRODUTIVIDADE:

Dados por trabalhador e por firma são combinados utilizando o número de identificação (CNPJ). A PIA (pós 1996) não tem informação sobre capital, mas conseguimos imputar o estoque de capital inicial por meio de dados do IBRE (Fundação Getúlio Vargas) para um grande subconjunto das firmas e estimá-lo para as outras firmas usando dados sobre o estoque de capital agregado por setor (obtido da antiga PIA e corrigida pela taxa de amostragem em termos de trabalho) e outras características da firma da base de dados da PIA, como investimento e depreciação do estoque de capital. Entretanto, a proporção significativa de valores zero nos dados de investimento sugerem que valores perdidos podem ser um problema importante e que erros de medida podem ser potencialmente grandes, especialmente para a construção do estoque de capital por firma.

A produtividade é estimada por firma, utilizando variáveis de vendas, trabalho, estoques de capital, materiais e energia. Supondo uma função de produção Cobb Douglas em todos os insumos e concorrência perfeita, o coeficiente para cada insumo deve ser dado pela sua proporção dos custos totais (essa medida deve ser independente do nível de salário). Tomamos a média desses coeficientes através dos anos e entre setores.

Construímos medidas alternativas da produtividade usando o resíduo das regressões por OLS ou a metodologia de Levinsohn e Petrin (2003). As regressões por OLS geram resultados bastante similares nas segunda e terceira etapas. No entanto, o processo de estimação de Levinsohn e Petrin geram correlações menores entre produtividade e acesso a mercados. Consequentemente, a correlação entre salários e acesso a mercados é menos afetada pelo controle da produtividade quando usamos a medida de Levinsohn e Petrin.²⁵

²⁵ Nossa medida de produtividade difere da de Muendler (2003), pois ele baseia suas análises em firmas presentes numa versão anterior da base de dados da PIA (antes de 1995), com informações mais precisas sobre estoque de capital. No entanto, entre as 23,933 firmas na atual PIA de 1999, menos de 10% estavam presentes na base de dados da PIA anterior, de 1995.

A EVOLUÇÃO DA SEGREGAÇÃO POR QUALIFICAÇÃO PROFISSIONAL AO NÍVEL DAS FIRMAS^{1*}

Luiz Dias Bahia²
Danilo Coelho²
Alexandre Messa Peixoto da Silva²
Sergei Soares²

1. Introdução

Parte da desigualdade salarial pode ser explicada como resultado das forças de mercado que associam firmas e trabalhadores. Se trabalhadores com baixa escolaridade trabalham ao lado de outros com escolaridade alta, é possível que o capital humano destes aumente o rendimento daqueles. Ou então, ao contrário, pode ser que aqueles com alta escolaridade se apropriem de uma parte maior do excedente, deixando os outros com menos que ganhariam em uma firma com trabalhadores de baixa escolaridade. Em qualquer caso, a escolaridade de colegas de trabalho influi nos salários dos trabalhadores, que por sua vez influi na desigualdade salarial.

Conceitualmente, segregação refere-se a uma assimetria no emprego de trabalhadores pelas firmas, segundo certas características destes, como qualificação profissional, raça, sexo, nacionalidade etc. Ou seja: se em um mercado de trabalho os profissionais com maior qualificação se concentram em algumas firmas e os menos qualificados em outras, podemos dizer que há segregação por qualificação profissional nesse mercado de trabalho. Analogamente, pode-se falar em segregação por cor de pele, gênero ou outros atributos.

Em geral, os índices de segregação atingem seu valor máximo quando cada firma possui somente trabalhadores com o mesmo nível de qualificação (se esse for o atributo de interesse). Por outro lado, a segregação é mínima quando a composição de qualificação dos trabalhadores de cada firma for a mesma da economia.

O objetivo deste trabalho é medir a segregação por nível de qualificação profissional para verificar em que medida as firmas possuem uma composição de qualificação laboral diferente daquela dos trabalhadores como um todo. Analisaremos a segregação para quatro diferentes atributos de qualificação laboral: anos de estudo, salário, tempo de emprego e idade.

¹ Os autores agradecem a assistência de pesquisa de Nayara Gomes e Leandro Correia. E-mail para correspondência: danilo.coelho@ipea.gov.br
² Pesquisadores do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Antes de calcular as medidas de segregação, vale um breve resumo de por que esta pode vir a ocorrer. A segregação por qualificação profissional é um tema relativamente pouco abordado na literatura econômica, motivo pelo qual os esforços teóricos de explicação do fenômeno ainda são escassos. A seguir, apresentaremos quatro modelos teóricos sobre segregação, que podem servir de base para posterior (em outro artigo) explicação do fenômeno no mercado de trabalho brasileiro.

O primeiro modelo (KREMER, 1993) supõe trabalhadores totalmente complementares no processo produtivo, o que necessariamente leva à segregação por habilidade produtiva. O modelo seguinte (KREMER; MASKIN, 1996) postula a dualidade gerente/gerenciado, que não necessariamente leva à segregação, apesar da complementaridade clara na relação produtiva. Um resultado interessante deste último modelo é que quanto maior for a variância da distribuição do atributo de qualificação na força de trabalho maior será o nível de segregação. Gavilán (2006) altera este último modelo, incorporando o papel do capital físico na produção e fazendo considerações sobre a influência de seu preço na segregação por habilidade produtiva. Esse modelo prediz que a redução do preço de capital ou avanço tecnológico leva ao aumento da segregação. Os três modelos utilizam a lógica de associação endógena (*endogenous matching*) entre firmas e trabalhadores, o que não ocorre com o último modelo (CABRALES; CALVÓ-ARMENGOL, 2008), o qual tem base na preferência dos trabalhadores e em sua interação sociológica no ambiente de trabalho. A hipótese principal é que os trabalhadores, além de salário e esforço, escolhem ambientes de trabalho onde seus colegas são remunerados de forma semelhante a eles, pois de tal forma têm uma utilidade, determinada pela externalidade do convívio, maior. Como a remuneração é determinada pela produtividade, o modelo leva a escolhas resultantes em segregação por habilidade do trabalhador.

Além de desenvolver um modelo teórico, Kremer e Maskin (1996) estudam empiricamente o tema e demonstram que a segregação por qualificação nos Estados Unidos, Grã-Bretanha e França está aumentando. Esse resultado é robusto para diferentes medidas de qualificação, tais como salário, tempo de serviço, *status* ocupacional e experiência profissional. Por sua vez, Hellerstein e Neumark (2004) demonstram que existe uma substancial segregação por educação e idioma nos EUA e que a segregação étnica pode ser em grande parte atribuída à segregação por proficiência no inglês.

Uma vez claras as contribuições de escassa literatura sobre o tema, passamos à documentação da evolução da segregação por qualificação profissional ao nível da firma no mercado de trabalho brasileiro ao longo da última década. Não pretendemos aqui fazer qualquer inferência causal entre segregação e outros aspectos do mercado de trabalho, notadamente o grau de formalização, a desigualdade salarial e o nível de rendimentos. Essas perguntas serão deixadas para esforços posteriores. Neste trabalho,

procuraremos nos restringir a mensurar a segregação no mercado de trabalho formal brasileiro entre 1996 e 2005, utilizando como base os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério de Trabalho e Emprego (MTE).

2. Literatura Teórica

a) O modelo de Kremer (1993)

Kremer (1993) considera um processo produtivo que consiste de n tarefas. Essas tarefas seriam complementares entre si, ou seja, se uma não é bem executada, ela compromete a qualidade do produto final. Em outras palavras, as tarefas estão organizadas em uma espécie de cadeia, na qual cada uma, do início para o fim do processo produtivo, se organiza em uma transformação gradual até o produto final.³

Cada tarefa é imaginada como sendo executada por um único trabalhador, o que não impede que um trabalhador execute mais de uma tarefa. Além disso, o número n de tarefas é assumido como dependente da tecnologia e é fixo.

Cada trabalhador apresenta uma habilidade própria para executar sua(s) tarefa(s). Para cada tarefa, assume-se haver um trabalhador específico para executá-la. Essa habilidade é expressa na probabilidade q_i do trabalhador para executar a tarefa i . Essa probabilidade q_i é independente (além de específica) entre os trabalhadores. A hipótese fundamental é a impossibilidade, para a firma, de substituir trabalhadores de habilidades diferentes entre si. Isso quer dizer que não é possível substituir um trabalhador habilitado por dois com a metade da habilidade, cada um, do primeiro. Trata-se de uma hipótese a favor da existência de vantagens comparativas de habilidade produtiva de cada trabalhador, como em Sattinger (1975). Em outras palavras: cada *match* entre trabalhadores e firmas é específico de um ponto na curva de transformação de produção da economia. Não é possível estar no mesmo ponto produzindo com outro conjunto de trabalhadores por firma.

Essas hipóteses são organizadas em uma proposta de função de produção, que tem a propriedade de satisfazer um equilíbrio competitivo, definido como uma atribuição de trabalhadores a cada firma, sob um conjunto de salários definidos a partir da habilidade de cada trabalhador. A função de produção é a seguinte:

³ Esta é conhecida como a *o-ring theory of production*, em referência ao acidente com o ônibus espacial *Challenger*, cuja trágica destruição resultou de uma falha em uma minúscula peça chamada de *o-ring*, que congelou e permitiu que o combustível do foguete direito vazasse até à chama do mesmo. A ideia é que uma cadeia é tão forte quanto o seu elo mais fraco.

$$E(Y) = k^\alpha \left(\prod_{i=1}^n q_i \right) nB$$

em que:

$E(y)$ = produção esperada.

k^α = capital empregado.

$\prod_{i=1}^n q_i$ = probabilidades de execução perfeita de cada tarefa por trabalhador.

nB = contribuição total da produção dos trabalhadores, se as tarefas fossem executadas com perfeição.

Trata-se de uma função de produção não determinística (ou seja, uma equação apenas entre uma variável explicada e outras explicativas), mas probabilística (a esperança estatística de produção a partir das probabilidades de boa execução das tarefas por trabalhador).

Outra hipótese importante é que há uma oferta constante de bens de capital. Isso significa que a variação das habilidades dos trabalhadores (o grau de perfeição na produção), ao afetar a quantidade produzida, não altera os preços dos bens de capital, por meio de sua oferta e demanda no mercado. Ou seja, a intensidade de capital na produção não muda em razão da alteração nas habilidades dos trabalhadores. Assim, faz-se um *ceteris paribus* das mudanças nas habilidades dos trabalhadores.

Esse modelo implica necessariamente segregação no mercado de trabalho. O motivo disso é o fato de as tarefas serem organizadas em uma cadeia, ou seja, serem complementares. A segregação ocorre porque apenas um trabalhador menos qualificado em um elo da cadeia compromete todos os demais. Assim, é natural que os mais qualificados se agrupem em algumas firmas, cujo processo produtivo contenha tarefas mais exigentes de habilidade, e os menos qualificados naquelas em que as tarefas são menos exigentes.

b) O modelo de Kremer e Maskin (1996)

Esse modelo teórico assume três hipóteses como necessárias.

Primeiro, a hipótese de que trabalhadores de diferentes habilidades são substitutos imperfeitos entre si. A justificativa é que se os trabalhadores fossem substitutos perfeitos, qualquer firma, mantendo constante a massa salarial paga, poderia, por exemplo, contratar 10 trabalhadores de habilidade $h = 2h'$ cada um, ou 20 trabalhadores de habilidade h' cada um. Torna-se claro que tal substitutibilidade entre trabalhadores de diferentes habilidades não levaria a uma segregação por habilidade, pois toda firma poderia contratar trabalhadores de qualquer habilidade, variando

apenas sua quantidade para atender à complexidade de seu processo produtivo.

Segundo, a hipótese de que as diferentes tarefas no processo produtivo de cada firma são complementares. Para entender esse ponto, podemos imaginar um processo produtivo no qual haja duas tarefas: t e t' . Se as duas tarefas não forem complementares, a firma pode contratar trabalhadores de diferentes habilidades cada um para cada tarefa. Torna-se claro que, nesse caso, não haveria uma tendência à segregação por habilidade entre diferentes firmas. Logo, a existência de segregação exige a complementaridade (pelo menos, parcial) entre tarefas no processo produtivo.

Terceiro, assume-se que diferentes tarefas no processo produtivo de cada firma são sensíveis diferentemente à habilidade dos trabalhadores. A negação dessa hipótese (igual sensibilidade à habilidade de todas as tarefas), mantendo a hipótese de complementaridade anterior, leva ao modelo de Kremer (1993), em que, como vimos, a segregação por habilidade é uma consequência inevitável.

Consideradas tais hipóteses, os autores assumem a seguinte função de produção:

$$Y = q_s q_g^2$$

em que:

Y = produção.

q_s = habilidade do trabalhador subordinado.

q_g^2 = habilidade do trabalhador gerente (elevada ao quadrado).

Nessa função de produção não há substitutibilidade de habilidade a nível gerencial, mas vários trabalhadores de baixa habilidade podem ser substituídos por um de alta habilidade. Ou ainda: trabalhadores de baixa habilidade se transformam em subordinados e os de alta habilidade se transformam em gerentes. Quanto mais habilidoso o gerente, mais trabalhadores subordinados ele comanda.

Suponha-se que a economia seja competitiva e com retornos constantes de escala. A primeira característica garante que a concorrência entre firmas não influencie a designação de trabalhadores para as firmas. A segunda característica garante que a produção de cada firma varie proporcionalmente à quantidade de trabalhadores contratados, deixando apenas as características de habilidade dos trabalhadores como determinantes da produção, segundo o fato de serem gerentes e/ou subordinados.

Um resultado interessante do modelo é que quanto maior a variância da distribuição do atributo de qualificação na força de trabalho, maior será o nível de segregação. Por quê? Deve-se notar duas forças de tendência oposta. Por um lado, a assimetria de tarefas no processo produtivo tende a fazer com que trabalhadores de menor qualificação (subordinados) sejam empregados com outros de alta qualificação

(gerentes). Por outro lado, a complementaridade entre tarefas tende a fazer com que trabalhadores mais qualificados sejam empregados com outros de qualificação semelhante, enfatizando a segregação. Quanto mais dispersa a distribuição citada, o efeito da assimetria se enfraquece (os trabalhadores subordinados são tão menos habilidosos, que o empregador tende a escolher apenas trabalhadores mais qualificados), levando à segregação. Se a dispersão é muito reduzida (a maioria dos trabalhadores apresenta qualificações muito semelhantes), tenderia a haver menos segregação, pois o efeito da assimetria seria mais forte que o da complementaridade. Este último aspecto é interessante, pois se imaginarmos uma convergência de habilidades por meio de educação mais acessível e de boa qualidade, a distribuição de habilidades tenderia a ser menos dispersa e a segregação tenderia a diminuir.

c) O modelo de segregação de Gavilán (2006)

Este autor faz uma extensão do modelo de Kremer (1993), modificando a função de produção, que passa a ter a seguinte formulação:

$$f(x, z, k) = x^\mu \left[\theta k^\beta + (1 - \theta) z^\beta \right]^{\frac{1-\mu}{\beta}}$$

Na função de produção acima, x é a contribuição do trabalhador gerente, z a do trabalhador subordinado ao gerente e k a do capital empregado. Nota-se que os papéis do gerente e do trabalhador subordinado são complementares, pois entram na função de produção por meio de uma multiplicação, ou seja, a habilidade dos dois juntos ou isolados influencia na produção final.

A função de produção acima também implica que há imperfeita substitutibilidade entre habilidades dos trabalhadores, ou seja, uma e somente uma pessoa pode ter uma ocupação na planta; não se pode substituir qualidade do trabalhador por quantidade de trabalhadores e vice-versa. Outra consequência é de as habilidades do gerente e do subordinado serem complementares, como já se disse, o que influenciará a composição de trabalhadores na planta.

E uma consequência final é que há assimetria no emprego dos trabalhadores, ou seja, o trabalhador mais hábil no posto de gerente e o menos hábil na posição subordinada produzem mais do que se o menos hábil for o gerente e o mais hábil o subordinado.

Outra novidade em relação a Kremer (1993) é que há a contribuição do capital (k). O capital é complementar ao papel do gerente, mas substituto ao papel do trabalhador subordinado.

Se não houver o papel da assimetria e apenas da complementaridade entre trabalhadores de diferentes habilidades, o modelo levaria à segregação, pois os mais hábeis seriam alocados com os mais hábeis e vice-versa. Se houvesse apenas assimetria, mas não complementaridade, todos acima da mediana de habilidades seriam gerentes e todos abaixo seriam subordinados, não havendo segregação.

Assim, como há complementaridade entre capital e habilidade, a queda no preço do capital reforça o papel da complementaridade entre habilidades, levando, portanto, a segregação de indivíduos por habilidade.

d) O modelo de Cabrales e Calvo-Armengo (2008)

Nesse modelo, não se supõe nenhum tipo de complementaridade entre trabalhadores, ou qualquer tipo de assimetria ou substitutibilidade produtiva. A proposta aqui é uma forma de externalidade pecuniária, em que retornos originados do mercado favorecem trabalhadores mais produtivos, e os trabalhadores não gostam de desigualdades em sua própria vizinhança.

Os trabalhadores aqui, além da utilidade que obtêm de seu próprio salário e esforço, também experimentam a utilidade de sua vizinhança em seu ambiente de trabalho. Ou seja, o trabalhador não gosta de trabalhar em um ambiente onde recebe um salário desigual em relação a seus colegas. Os trabalhadores escolhem ambientes de trabalho onde seus colegas de trabalho são remunerados de forma semelhante à deles, pois de tal forma têm uma utilidade, determinada pela externalidade do convívio, maior. Como a remuneração é determinada pela produtividade, o modelo leva a escolhas resultantes em segregação por habilidade do trabalhador.

3. Literatura empírica

Kramer e Maskin (1996) propõem um índice de segregação para ser aplicado quando o atributo de interesse é contínuo. O índice é a razão entre as variâncias desse atributo das firmas e a da economia. Os autores demonstram que a segregação por qualificação nos Estados Unidos, Grã-Bretanha e França está aumentando. Esse resultado é robusto para diferentes medidas de qualificação como: salário, tempo de serviço, *status* ocupacional e experiência profissional. Por exemplo, quando o logaritmo do salário-hora é utilizado como medida de qualificação, a segregação por qualificação nos EUA no setor manufatureiro apresenta o seguinte comportamento: 0,76 (1975), 0,76 (1977), 0,80 (1979), 0,85 (1982), 0,92 (1984), 0,80 (1986). Esse padrão se repete quando os trabalhadores são divididos pelo critério de exercício de atividades diretamente ligadas à produção ou não. Neste caso, a segregação se comporta da seguinte forma: 0,195 (1976), 0,192 (1977), 0,196 (1980), 0,199 (1981), 0,215 (1983), 0,218 (1984), 0,225 (1986), 0,228 (1987).

Hellerstein e Neumark (2004) analisam empiricamente a segregação da força de trabalho ao nível da planta por educação, raça, etnia e proficiência no idioma inglês. A base de dados, construída pelos autores, combina informações sobre trabalhadores provenientes do 1990 *Decennial Census of Population*, e acerca das firmas do *Census Bureau List*. Para cada atributo estudado, os trabalhadores são divididos em dois grupos. Por exemplo, no cálculo da segregação educacional, os

trabalhadores são divididos em baixa e alta educação. Os trabalhadores com segundo grau completo ou menos (*high school or less*) formam o grupo de baixa educação e os demais trabalhadores, isto é, aqueles com superior completo ou incompleto (*at least some college*), formam o grupo de alta educação. O grau de segregação é calculado da seguinte forma: para cada trabalhador calcula-se a participação de trabalhadores de baixa educação na firma em que ele trabalha (a presença do trabalhador na firma não é considerada nesse cálculo). As médias dessa participação entre os trabalhadores de baixa e alta educação são denominadas, respectivamente, índices de isolamento e de exposição. A diferença entre esses índices resulta, então, no índice de segregação. Este, por sua vez, é normalizado dividindo-o pela diferença entre os índices de isolamento e de exposição para o caso em que os trabalhadores fossem alocados aleatoriamente entre as a firmas (calculada pela simulação de Monte Carlo).

Os autores apresentam evidências que a segregação por educação e idioma nos EUA é muito alta e que a segregação étnica pode ser em grande parte atribuída à segregação por proficiência no inglês. Entretanto, apenas uma pequena parcela da segregação racial pode ser atribuída a diferenças educacionais entre brancos e negros.

4. Metodologia

Neste artigo, analisaremos a segregação para quatro diferentes atributos de qualificação laboral: anos de estudo, tempo de emprego, idade e salário.

Utilizaremos o índice de informação mútua para medir a segregação quando o atributo de qualificação for o nível de estudo, agrupando os diferentes níveis educacionais em três grupos: baixa qualificação (até quarta série completa), semiquificação (quinta série incompleta até segundo grau completo) e alta qualificação (superior incompleto e completo).

Uma vez que os outros três atributos de qualificação são contínuos, utilizaremos, nesses casos, o índice proposto por Kramer e Maskin (1996), isto é, a razão entre a variância da qualificação média entre as firmas e a variância total deste atributo.

4.1. Índice de informação mútua⁴

Antes de apresentar o índice de informação mútua, precisamos das seguintes notações: Seja I um conjunto finito de trabalhadores, suponha que cada trabalhador possua um determinado nível de educacional $g \in \{1,2,3\}$ e trabalhe em uma determinada firma $j \in \{1,2,\dots,J\}$, em que $g=1$ significa baixa qualificação, $g=2$ semiquificação e $g=3$ alta qualificação.

⁴ Mora e Ruiz-Castillo (2007) apresentam uma análise axiomática do Índice de Informação Mútua.

A entropia ou diversidade da distribuição educacional é definida como $H(I) = \sum_{g=1}^3 P_g \log_2(\frac{1}{P_g})$ em que P_g é a proporção de trabalhadores com nível educacional g . Quando nos restringimos a conjuntos de trabalhadores de uma determinada firma, a entropia educacional da firma j é dada por $H_j(I) = \sum_{g=1}^3 P_g^j \log_2(\frac{1}{P_g^j})$ em que P_g^j é a proporção de trabalhadores do grupo educacional g na firma j .

Esse índice de diversidade ou entropia varia entre zero e $\text{Log}_2 3 \cong 0,505$. O seu valor máximo, $\text{Log}_2 3$, é atingido quando a participação de cada grupo educacional é a mesma, isto é $P_g = \frac{1}{3}$ qualquer $g \in \{1,2,3\}$. O valor zero é o menor valor que esse índice pode atingir e isso acontece somente quando todos os trabalhadores possuem o mesmo nível educacional.

O índice de informação mútua é definido como $S(I) = H(I) - \sum_{j=1}^J P^j H_j(I)$ em que P^j é a proporção de trabalhadores na firma j , ou seja, $S(I)$ é a diferença entre a diversidade educacional e a média da diversidade educacional das firmas. Esse índice capta a redução de incerteza sobre o nível educacional de um trabalhador escolhido aleatoriamente ao se revelar a identidade da firma que ele trabalha.

O índice de informação mútua atinge o seu máximo, $\text{Log}_2 3 \cong 1,585$, quando a diversidade educacional da economia é máxima, isto é $H(I) = \text{log}_2 3$, e a diversidade média das firmas é mínima $\sum_{j=1}^J P^j H_j(I) = 0$.

4.2. Índice de Kramer e Maskin (1996)

O índice de Kramer e Maskin (1996) é a razão entre a variância da qualificação média das firmas e a variância desse atributo na economia. Na apresentação da fórmula desse índice, seguiremos com a mesma notação da subseção anterior e adicionaremos as seguintes notações: seja $q_{i,j}$ um atributo contínuo de qualificação (como salário, idade ou tempo de emprego) de um trabalhador i da firma j e z_j o conjunto de empregados de uma firma j . O nível médio, \bar{q} , e a variância, V_T , do atributo de qualificação na economia podem ser expressos pelas seguintes fórmulas:

$$\bar{q} = \sum_{j=1}^J \sum_{i \in z_j} q_{i,j} / e$$

$$V_T = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{i \in z_j} (q_{i,j} - \bar{q})^2}{I}$$

A variância da qualificação entre firmas V_{BF} será dada por:

$$V_{BF} = \frac{\sum_{j=1}^J z_j (\bar{q}^j - \bar{q})^2}{I}$$

O índice de segregação de Kremer e Maskin (1995) pode ser expresso pela

seguinte fórmula:

$$S^{KM} = \frac{V_{BF}}{V_T}$$

Esse índice pode ser facilmente calculado já que é equivalente ao R2 da regressão da variável “qualificação” em respeito a uma série de *dummies* de firma. Os autores recomendam a utilização do R2 ajustado para comparar o comportamento da segregação entre economias com diferentes tamanhos de firmas.

4.3. Dados e aplicação do índice de segregação

Os dados utilizados para o cálculo da segregação são provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). 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. A partir da RAIS, de 1996 a 2005, foram retiradas informações anuais sobre a composição por escolaridade, salário, idade, tempo de emprego e número de empregados de todas as firmas com quatro ou mais empregados por região geográfica.

TABELA 1
COMPOSIÇÃO EDUCACIONAL DOS TRABALHADORES DO SETOR FORMAL

	Nordeste			Sudeste			Sul			Norte			Centro-Oeste		
	Baixa	Semi	Alta	Baixa	Semi	Alta	Baixa	Semi	Alta	Baixa	Semi	Alta	Baixa	Semi	Alta
1996	33%	55%	13%	30%	55%	14%	28%	59%	13%	25%	63%	12%	26%	59%	15%
1997	29%	57%	13%	27%	57%	16%	24%	61%	16%	22%	63%	15%	22%	63%	15%
1998	28%	59%	14%	25%	58%	17%	22%	62%	16%	22%	63%	15%	21%	63%	16%
1999	25%	60%	15%	23%	60%	18%	20%	63%	17%	21%	66%	14%	20%	64%	17%
2000	24%	61%	15%	21%	61%	18%	18%	66%	16%	19%	68%	13%	18%	65%	17%
2001	23%	62%	15%	19%	62%	19%	16%	67%	17%	18%	69%	13%	18%	65%	17%
2002	21%	63%	16%	18%	64%	19%	15%	67%	18%	16%	70%	14%	17%	65%	18%
2003	19%	63%	18%	16%	64%	21%	14%	68%	19%	15%	70%	15%	15%	64%	21%
2004	18%	64%	19%	14%	65%	21%	12%	69%	19%	13%	72%	15%	14%	66%	20%
2005	16%	65%	19%	13%	66%	21%	11%	69%	19%	12%	72%	16%	13%	67%	21%

Fonte: RAIS (MTE).

As estatísticas descritivas sobre a composição educacional dos trabalhadores do setor formal são apresentadas na tabela 1. Os diferentes níveis

educacionais foram agrupados em três grupos: baixa qualificação (até quarta série completa), semiquificação (quinta série incompleta até segundo grau completo) e alta qualificação (superior incompleto e completo).

Essas estatísticas não são novas e já foram analisadas em outros trabalhos (ver SOARES, 2006): há uma queda relativamente rápida da população com nível educacional baixo. Esse fato se deve basicamente a três fatores.

O primeiro é a melhoria do sistema educacional, com o aumento da cobertura e a redução das taxas de repetência. Os anos 1990 apresentaram números particularmente bons, que se refletem, com certa defasagem, no mercado de trabalho do início desta década.

O segundo fator é que os últimos 20 anos perfazem o pico da janela de oportunidade demográfica educacional. A população em idade escolar como porcentagem da população total passou a declinar já entre os censos demográficos de 1991 e 2000.

Finalmente, o próprio mercado de trabalho está cada vez mais exigente em termos de qualificação formal. Trabalhadores com pouca qualificação têm tanta dificuldade de se inserir neste novo mercado de trabalho que se tornam trabalhadores desalentados e saem da População Economicamente Ativa (PEA) ou vão para o setor informal.

5. Evolução da segregação educacional no Brasil de 1996-2005

As tabelas 2 e 3 apresentam a evolução da diversidade educacional média das empresas e da força de trabalho do setor formal. A diferença entre as duas tabelas é que a tabela 2 mostra a diversidade total da força de trabalho por região – i.e. se não houvesse firmas – e a tabela 3 mostra a média ponderada da diversidade de cada firma. Se não houver segregação, as duas estatísticas serão idênticas. Como há segregação, as estatísticas na tabela 2 são sempre maiores que as suas correspondentes na tabela 3.

TABELA 2

DIVERSIDADE DO ATRIBUTO EDUCAÇÃO NA FORÇA DE TRABALHO

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Norte	1,2776	1,3050	1,3054	1,2624	1,2178	1,1954	1,1796	1,1734	1,1227	1,1289
Nordeste	1,3778	1,3687	1,3567	1,3533	1,3453	1,3294	1,3123	1,3276	1,3081	1,2847
Sudeste	1,3993	1,3913	1,3852	1,3729	1,3527	1,3319	1,3102	1,3046	1,2816	1,2571
Sul	1,3420	1,3448	1,3318	1,3107	1,2730	1,2532	1,2363	1,2257	1,2019	1,1776
Centro-Oeste	1,3619	1,3132	1,3088	1,3033	1,2743	1,2883	1,2841	1,2883	1,2562	1,2331

Fonte: RAIS (MTE).

É difícil avaliar a magnitude das diversidades já que quase não há trabalhos sobre esse tema, mas algo se pode dizer do comportamento comparado. A diversidade na força de trabalho e a média ponderada da diversidade nas empresas têm comportamentos semelhantes em alguns aspectos e diferentes em outros. Tanto uma como a outra mostram uma tendência de queda contínua ou quase contínua para todas as regiões. Ambas as medidas mostram quedas mais fortes no Norte, Sudeste e Sul que no Nordeste e Centro-Oeste.

A diversidade educacional da força de trabalho, no entanto, se mostra mais estável que a média da diversidade das firmas. Há apenas duas trocas de posição – Nordeste com Sudeste e Sul com Centro-Oeste. Já no caso da média da diversidade por firma, há nove trocas de posição e a ordenação final é totalmente diferente da inicial. Isso é de se esperar, uma vez que a diversidade da força de trabalho (sem firmas) depende principalmente da composição da PEA e da taxa de formalização do emprego, que são variáveis estáveis de mudança lenta. Já a diversidade média das firmas depende também das estratégias de diferentes tipos de firmas, que é uma variável que pode mudar rapidamente.

TABELA 3

MÉDIA PONDERADA DA DIVERSIDADE DO ATRIBUTO EDUCAÇÃO NAS FIRMAS

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Norte	0,8579	0,8527	0,8668	0,8697	0,8112	0,7929	0,7615	0,7545	0,7219	0,7234
Nordeste	0,8278	0,8223	0,8293	0,8384	0,8354	0,8090	0,7966	0,7739	0,7591	0,7621
Sudeste	0,8583	0,8694	0,8698	0,8632	0,8468	0,8261	0,8142	0,7955	0,7726	0,7532
Sul	0,8450	0,8647	0,8521	0,8412	0,8309	0,8112	0,7995	0,7808	0,7671	0,7539
Centro-Oeste	0,8381	0,8149	0,8226	0,8288	0,8156	0,8087	0,8155	0,7962	0,7912	0,7797

Fonte: RAIS (MTE).

A evolução da diversidade das firmas nas Regiões Norte e Centro-Oeste é especialmente interessante. No início do período, o Centro-Oeste tem a segunda menor diversidade e no final tem a maior. A Região Norte vai de maior para menor diversidade.

A tabela 4 apresenta o nível segregação educacional calculado a partir do índice de informação mútua (diferença entre os indicadores de diversidade das tabelas 2 e 3) para as cinco regiões do Brasil de 1996 a 2005. As médias de 1996 a 2005 variam de 0,42, na Região Norte, a 0,53, na Região Nordeste, passando por 0,51 no Sudeste e 0,46 no Sul. Mais uma vez, a escassez de estudos sobre segregação educacional impossibilita a apropriada qualificação desses valores.

TABELA 4
SEGREGAÇÃO POR EDUCAÇÃO (BAIXA, ALTA E MÉDIA) – ÍNDICE DE INFORMAÇÃO MÚTUA

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Norte	0,4198	0,4523	0,4386	0,3927	0,4066	0,4025	0,4181	0,4189	0,4009	0,4056
Nordeste	0,5500	0,5465	0,5274	0,5149	0,5099	0,5204	0,5157	0,5537	0,5490	0,5226
Sudeste	0,5410	0,5219	0,5153	0,5097	0,5059	0,5057	0,4961	0,5090	0,5091	0,5039
Sul	0,4970	0,4802	0,4797	0,4696	0,4421	0,4421	0,4368	0,4449	0,4348	0,4237
Centro-Oeste	0,5238	0,4983	0,4862	0,4746	0,4586	0,4797	0,4686	0,4920	0,4650	0,4534

Fonte: RAIS (MTE).

Tal como no caso da diversidade educacional, há queda na segregação educacional em todas as regiões brasileiras, sendo esta queda mais significativa nas regiões Centro-Oeste e Sul. Ao contrário do caso da diversidade, não houve nenhuma mudança de ordenamento no período. Tanto em 1996 como em 2005 a Região Nordeste era a com maior segregação educacional, seguida pelas Regiões Sudeste, Centro-Oeste, Sul e Norte. O fato de a segregação educacional estar caindo pode ser consequência da menor diversidade educacional (leia-se melhoria educacional geral), mas também pode responder a mudanças no mercado de trabalho.

Apesar de o foco deste texto ser instrução formal e não haver dúvida de que esse é o melhor indicador de qualificação no Brasil, é possível também analisar a segregação usando outras medidas de qualificação: tempo na firma e idade. Esses dois atributos estão associados ao capital humano específico do trabalhador, que é acumulado ao longo da vida laboral ativa. A tabela 5 mostra a segregação por tempo de emprego e a tabela 6 por idade.

TABELA 5
SEGREGAÇÃO POR TEMPO DE EMPREGO – ÍNDICE DE KREMER E MASKIN (1996)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Centro-Oeste	0,425	0,443	0,466	0,469	0,465	0,460	0,450	0,444	0,445	0,428
Nordeste	0,548	0,563	0,575	0,547	0,559	0,555	0,537	0,526	0,514	0,498
Norte	0,468	0,498	0,499	0,536	0,551	0,558	0,533	0,524	0,510	0,496
Sudeste	0,429	0,430	0,438	0,439	0,446	0,451	0,448	0,448	0,449	0,443
Sul	0,407	0,423	0,435	0,442	0,455	0,456	0,447	0,446	0,433	0,431

Fonte: RAIS (MTE).

A segregação por tempo de emprego divide as regiões nas mesmas categorias que a segregação educacional: o Norte e o Nordeste convergem para 0,49 em 2006 e as outras regiões para 0,43. Há, para todas as regiões, duas tendências claras: a segregação por tempo de emprego aumenta durante a década de 1990 e cai a partir de 2001. Não se pode afirmar se isso se deve mais a mudanças demográficas, no que se refere à entrada e saída de trabalhadores do mercado de trabalho, ou se houve mudanças no padrão de rotatividade de trabalhadores que levaram à redução da segregação.

TABELA 6
SEGREGAÇÃO POR IDADE – ÍNDICE DE KREMER E MARKIN (1996)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Centro-Oeste	0,249	0,278	0,281	0,282	0,285	0,273	0,270	0,271	0,269	0,265
Nordeste	0,260	0,277	0,288	0,297	0,318	0,303	0,294	0,294	0,300	0,295
Norte	0,224	0,243	0,239	0,259	0,269	0,277	0,266	0,266	0,265	0,263
Sudeste	0,216	0,226	0,231	0,240	0,245	0,251	0,253	0,256	0,259	0,262
Sul	0,206	0,215	0,223	0,235	0,242	0,245	0,241	0,242	0,241	0,246

Fonte: RAIS (MTE).

A segregação por idade mostra um padrão um pouco diferente do caso de segregação por educação. Primeiro, não há grandes diferenças regionais e o índice de todas as regiões situa-se próximo a 0,26. Segundo, as variações são pequenas e mostram apenas uma leve tendência de aumento ao longo dos nove anos analisados.

Finalmente, pode-se estudar a própria segregação salarial entre firmas. É o que é feito na tabela 7. Conceitualmente, segregação salarial é diferente de segregação educacional, por tempo de emprego ou por idade, uma vez que essas são variáveis que representam insumos, enquanto salário é a principal variável de resultado. No entanto, vale a pena ver se a evolução de segregação por salário coincide com a evolução da segregação das outras variáveis.

TABELA 7
SEGREGAÇÃO POR SALÁRIO – ÍNDICE DE KREMER E MASKIN (1996).

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Centro-Oeste	0,523	0,531	0,549	0,540	0,545	0,494	0,490	0,534	0,560	0,554
Nordeste	0,505	0,506	0,516	0,501	0,510	0,462	0,465	0,453	0,474	0,471
Norte	0,430	0,435	0,444	0,427	0,424	0,410	0,406	0,406	0,401	0,395
Sudeste	0,436	0,441	0,444	0,439	0,444	0,415	0,417	0,423	0,428	0,431
Sul	0,398	0,423	0,416	0,406	0,409	0,393	0,381	0,389	0,400	0,402

Fonte: RAIS (MTE).

A resposta é: não muito. Há, novamente, uma divisão regional, mas dessa vez Centro-Oeste e Nordeste sofrem com índices próximos a 0,5, e Norte, Sul e Sudeste ficam todos um pouco acima de 0,4, em média. Diferentemente de todos os outros tipos de segregação, não há tendência clara na segregação salarial.

6. Conclusões

Este é um estudo exploratório sobre um tema ainda muito pouco analisado, tanto no Brasil quanto em outros países. Portanto, conclusões muito fortes não devem ser tiradas dos dados aqui apresentados. Nosso resultado mais importante é que, contrastando com o que está ocorrendo nos Estados Unidos, Grã-Bretanha e França, há uma diminuição da segregação educacional. Trata-se de um fenômeno claro que ocorre em todas as regiões do país.

Dada a relevância da distribuição educacional em explicar estatisticamente a distribuição salarial, pode-se questionar se essa queda tem relação com a redução da desigualdade salarial, que ocorreu ao longo do mesmo período. Uma questão adicional igualmente relevante é se a redução observada nos índices de segregação reflete apenas movimentos demográficos na oferta de trabalhadores qualificados, ou se há mudanças de fato ocorrendo no comportamento das firmas, ainda que como resultado de mudanças demográficas.

Pretende-se aprofundar este estudo no futuro próximo, buscando determinantes do comportamento da segregação no Brasil. Por um lado, pode-se explorar como determinante o preço de máquinas e equipamentos, que decresceu desde 1990 como sugerido por Gavilán (2006). Ou alterações na dispersão da distribuição de atributos produtivos da força de trabalho como sugerido por Kremer e Maskin (1996). E, finalmente, dados da firma, como rotatividade do trabalho, ou características do processo produtivo (linha de montagem ou não, por exemplo).

7. Referências bibliográficas

- CABRALES, A.; CALVÓ-ARMENGOL, A. Social Preferences and Skill Segregation. *Journal of Economic Theory*, v. 139, p. 99-113, 2008.
- ECHENIQUE, F.; Fryer, R. On the measurement of segregation. NBER Working Paper n. 11258, 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org>>.
- GAVILÁN, A. Wage Inequality, Segregation by Skill and the Price of Capital in an Assignment Model. Banco de Espana Research Paper n. WP-0613, 2006. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=907260>>.
- HELLERSTEIN, J.; NEUMARK, D. Ethnicity, Language, and Workplace Segregation: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set. *Annales*

d'Economie et de Statistique, p. 19-78, 2004.

KREMER, M. The O-Ring Theory of Economic Development. *Quarterly Journal of Economics*, v.108, p.551-575, 1993.

KREMER, M.; MASKIN, E. Wage Inequality and Segregation by Skill. NBER Working Paper n. W5718, 1996.

MORA, R.; RUIZ-CASTILLO, J. The Invariance Properties of the Mutual Information Index of Multigroup Segregation. *Economics Working Papers* n. WE077544, Universidad Carlos III, 2007.

Disponível em: <<http://earchivo.uc3m.es:8080/dspace/bitstream/10016/1086/1/we077544.pdf>>.

SATTINGER, M. Comparative Advantage and the Distributions of Earnings and Abilities. *Econometrica*, v. 43, n. 3, p. 455-468, 1975.

SOARES, S. Aprendizado e seleção: uma análise da evolução educacional brasileira de acordo com uma perspectiva de ciclo de vida. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para discussão, n. 1185).

Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2006/td_1185.pdf>.

EMPARELHAMENTO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: EVIDÊNCIA E UMA EXPLICAÇÃO

Rafael Lopes de Melo¹

1. Introdução

A questão da verificação de emparelhamento na economia é uma questão clássica em economia, e em particular no campo de economia do trabalho. A noção de emparelhamento se aplica em qualquer caso em que dois agentes heterogêneos se associem para algum fim. Um exemplo clássico é o estudo de Becker [73] que estuda a formação de pares no mercado de casamento quando os indivíduos são heterogêneos—no caso de casamentos, a heterogeneidade se refere a beleza, situação financeira, etc. Neste estudo eu analiso o emparelhamento entre trabalhadores e firmas no mercado de trabalho. O pressuposto é que de um lado existem trabalhadores com diferentes qualificações e de outro firmas com diferentes níveis de produtividade. O estudo do emparelhamento então consiste em verificar como estes dois agentes se associam. Em particular, é interessante ver se os trabalhadores mais qualificados trabalham para as firmas mais produtivas e vice-versa.

Essa é uma questão bastante importante por dois motivos. Primeiro, o tipo de emparelhamento entre trabalhadores e firmas tem fortes implicações para eficiência na economia. No estudo de Becker [73] ele mostra que, se existirem complementaridades de produção entre trabalhadores e firmas, então a alocação mais eficiente da economia é aquela que exhibe perfeito emparelhamento. Isto é, os trabalhadores mais qualificados trabalham para a firma mais produtiva, o menos qualificado na firma menos produtiva, e assim por diante. Neste caso, então, a economia pode estar produzindo menos que o ótimo se os trabalhadores não estiverem perfeitamente emparelhados com as firmas. A segunda razão para essa questão ser importante se refere a desigualdade e possibilidade de ascensão na economia. Vários estudos sugerem que as firmas produtivas pagam mais para seus trabalhadores que as firmas menos produtivas. Neste caso, a presença de emparelhamento na economia pode ser um mecanismo de aumento de desigualdade:

1 Professor da Universidade de Chicago.

os trabalhadores qualificados recebem mais por que eles são mais qualificados e também por que eles trabalham nas firmas mais produtivas. As possibilidades de Ascensão dos trabalhadores menos qualificados são limitadas nesse caso por que as firmas mais produtivas sempre os rejeitam.

Da mesma forma que essa é uma questão importante, também é uma questão bastante difícil de ser verificada. A principal dificuldade vem da necessidade de uma base de dados que acompanhe tanto trabalhadores quanto firmas, e que permita se medir o nível de qualificação dos trabalhadores e de produtividade das firmas. Com o advento de bases de dados administrativas linkadas em meados dos anos 90 foi possível o desenvolvimento de métodos para abordar essa questão. O procedimento clássico da literatura consiste em se estimar uma equação de salários com efeitos fixos tanto de trabalhador quanto de firma. Esses efeitos fixos representam o quanto um determinado trabalhador (firma) recebem a mais do que trabalhadores (firmas) com características semelhantes. Finalmente, para se medir o nível emparelhamento utiliza-se a correlação entre os efeitos fixos de firma e trabalhador. Um resultado surpreendente e bastante robusto nessa literatura é que essa correlação é sempre zero ou até mesmo negativa.

No meu estudo eu replico a metodologia descrita acima em uma base de dados Brasileira (RAIS) e também olho para outras dimensões dos dados que se referem à questão do emparelhamento. Primeiro, eu confirmo o robusto resultado mencionado acima, que a correlação entre os efeitos fixos de trabalhador e firma é zero. Segundo, eu olho para a correlação entre os efeitos fixos dos trabalhadores— uma medida da qualificação— e a média dos efeitos fixos de seus companheiros de trabalho. Eu encontro um valor positivo de 0.3, que é maior do que qualquer valor já encontrado para a correlação entre efeitos fixo de trabalhador e firma. Isso sugere a presença de emparelhamento entre trabalhadores. Eu investigo mais a fundo esse ponto e concluo que esta associação não é por causa de complementaridade de produção entre trabalhadores. Finalmente, eu olho diretamente para alocação de trabalhadores a firmas e descubro que trabalhadores que vão para firmas que pagam altos salários continuam indo para firmas que pagam altos salários quando realocados, o que também é evidência de emparelhamento.

A evidência empírica descrita acima aponta uma ambigüidade quanto à presença de emparelhamento: o primeiro fato é contra, mas os outros são a favor. Para resolver essa ambigüidade eu utilizo um modelo do mercado de trabalho que seja consistente com esses fatos. O modelo é uma extensão do modelo de Becker proposto por Shimer e Smith [00], incluindo fricções na economia. Neste modelo existe forte emparelhamento entre os trabalhadores e firmas. Porém, quando aplico a metodologia de efeitos fixos em uma simulação do modelo eu encontro os mesmos resultados descritos acima. Isso acontece por que não linearidades introduzidas

pelas ficções de mercado fazem com que a metodologia de efeitos fixos não capture corretamente a produtividade das firmas, resultando em resultados viesados. Isso sugere que existe sim um nível acentuado de emparelhamento na economia Brasileira.

O artigo é dividido nas seguintes sessões. Sessão 2 apresenta a literatura prévia nesse assunto. Sessão 3 descreve os dados e a subamostra. Sessão 4 mostra os resultados da metodologia empírica. Sessão 5 mostra o modelo teórico e resultados e finalmente Sessão 6 conclui. A exposição desse artigo é uma versão resumida do artigo de Lopes de Melo [09], onde pode-se encontrar maiores detalhes sobre os procedimentos empíricos e teóricos.

2. Literatura Prévia

A tarefa de se medir o nível de emparelhamento no mercado de trabalho é bastante difícil, que requer procedimento econométrico sofisticados e bases de dados peculiares. A principal dificuldade dessa tarefa está no fato de que para se medir o nível de correlação da qualidade dos trabalhadores e das firmas na economia é preciso primeiro se obter uma medida dessa qualidade. Isto é, é preciso se descobrir quanto um trabalhador em específico e quanto a respectiva firma contribuíram para o processo de produção. Por causa disso é necessário a utilização de bases de dado que identifiquem tanto trabalhadores quanto firmas.

O artigo seminal que propôs uma metodologia para realizar essa tarefa é o de Abowd, Kramarz e Margolis [99]. A idéia principal do artigo é a de através de métodos econométricos se medir o quanto um determinado trabalhador (ou uma determinada firma) recebem (ou pagam) a mais que trabalhadores (firmas) com características semelhantes. Em específico eles propõe a estimação da seguinte equação de salários:

$$w_{it} = x_{it} \beta + \theta_i + \psi_{j(i,t)} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

, onde w_{it} é o salário do trabalhador i no ano t , x_{it} captura o efeito de variáveis observáveis como experiência, ano e dummies de estado, θ_i é a medida de “qualidade” do trabalhador, $\psi_{j(i,t)}$ é a medida de “qualidade” da firma e ε_{it} é simplesmente um erro estatístico.

Além disso eles decompõe a “qualidade” do trabalhador em um termo observável $u_i \eta$, medido utilizando variáveis como educação e sexo, e uma parte não observável, α_i , como se mostra a seguinte equação.

$$\theta_i = u_i \eta + \alpha_i \quad [2]$$

A estimação desse tipo de equações é uma tarefa bastante complicada por duas razões. Primeiro, é preciso se estimar as variáveis θ_i e $\psi_{j(i,t)}$ para todos os trabalhadores e firmas da base de dados. Isso tipicamente envolve milhões

de trabalhadores e centenas de milhares de firmas. Segundo, para distinguir a contribuição do trabalhador da contribuição da firma para salários, é necessário que vários trabalhadores troquem de firma para que assim se possa medir a contribuição individual de cada um. Isso requer uma base de dados em forma de painel com vários anos e que seja bastante representativa da população em questão.

Para a questão de emparelhamento, as variáveis α_i e $\psi_{J(i,t)}$ são o foco de atenção. Elas medem, respectivamente, quanto o trabalhador i e a firma J ganham a mais do que trabalhadores com o mesmo nível de experiência, educação, sexo, etc.—esses medidos pelos termos $x_{it}\beta$ e $u_i\eta$. A medida de emparelhamento no mercado de trabalho é dada pela correlação dessas duas variáveis, $Corr(\alpha_i, \psi_{J(i,t)})$.

Esse procedimento foi aplicado em base de dados de diversos países como França, Estados Unidos, Alemanha, Áustria, Portugal, etc. Um resultado surpreendentemente e bastante robusto dessa literatura é o que a correlação descrita acima é 0 ou até mesmo negativa—i.e. $Corr(\alpha_i, \psi_{J(i,t)}) \leq 0$.² A Tabela 1 ilustra esse ponto. A interpretação direta desse resultado é que em todos esses países os trabalhadores “acima da média” não trabalham nas firmas que pagam acima da média.

TABELA 1
CORRELAÇÃO ENTRE EFEITO FIXO DE FIRMA E TRABALHADOR EM DIVERSOS PAÍSES

Estados Unidos	França	Áustria	Alemanha
-0,025	-0,283	-0,5	~0

Fonte: Andrews, Schank and Upward (04).

No meu procedimento empírico primeiro eu aplico essa metodologia em uma base de dados Brasileira, depois eu investigo outras medidas empíricas também relacionadas à questão de emparelhamento.

3. Dados e Seleção de Amostra

3.1. Breve Descrição dos Dados e Conjuntura

Eu utilizo a RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) como a base de dados. A RAIS é uma base de dados administrativa coletada anualmente pelo Ministério do Trabalho, onde todas as firmas do setor formal Brasileiro são obrigadas a prover informações sobre seus trabalhadores. A RAIS oferece informações sobre informações demográficas dos trabalhadores—como educação e sexo—, informações da firma/estabelecimento—como setor e município—e do determinado emprego

² É comum também nessa literatura decompor essas correlações por indústria. Para simplificar a exposição eu não apresento esses resultados aqui por que isso não afeta as principais conclusões.

como salário médio anual ou em Dezembro, ocupação, datas de admissão e término, tipo de contrato, causa de desligamento, etc. Eu utilizo como medida de salários a variável “salário médio anual” e deflaciono essa medida utilizando o índice de preços ao consumidor, utilizando 1995 como ano base.

Eu limito a análise a região Sudeste do país por diversas razões. Primeiro, dado que a RAIS é uma base de dados enorme, por razões técnicas limitando a amostra dessa forma facilita o tratamento da base de dados. Segundo, essa é a região economicamente mais significativa do país, cobrindo cerca de 50% do PIB nacional. Terceiro, como mostra a tabela 2 a região sudeste tem um nível de informalidade bastante menor que as outras regiões da nação. A informalidade é uma questão bastante relevante no mercado de trabalho Brasileiro que potencialmente pode criar vieses em estudos empíricos. Eu não vou lidar diretamente com esse problema aqui, mas é útil ressaltar outros autores controlaram seus resultados pelo nível de informalidade na economia, como por exemplo Menezes, Muendler and Ramey [07], não encontraram significantes diferenças em seus resultados. Finalmente, toda a minha análise pode ser repetida para as outras regiões da nação, mas como o foco desse estudo não é o de diferenças regionais, eu não o faço aqui.

TABELA 2
TRABALHADORES EMPREGADOS NO BRASIL EM 1999

	Região Sudeste		Demais Regiões	
Setor Formal	13.064.202	49,32%	11.312.328	40,08%
Setor Informal	6.028.245	22,76%	7.421.616	26,29%
Não Determinado	7.397.019	27,92%	9.491.019	33,63%
Total	26.489.466	100,00%	28.224.963	100,00%
Trabalhadores na RAIS	15.856.851	59,86%		

Fonte: Cacciamali e Braga (2002), e RAIS.

No meu estudo eu utilizo um Painel da RAIS cobrindo os anos de 1995 to 2005. Eu escolho esses anos por duas razões. Primeiro, antes de 1995 o país sofria de hiperinflação, o que acarreta em sérios problemas de medida em variáveis nominais como salário, assim como diferenças estruturais principalmente em aspectos macroeconômicos. Segundo, os dados a partir de 1995 são considerados mais confiáveis.

A RAIS é uma base de dados enorme, com mais de 400 milhões de observações, o que dificulta bastante sua manipulação. Em estudos que trabalham com base de dados parecidos em outros países os autores utilizaram o procedimento

de subamostra para resolver esse problema. Por exemplo, em Abowd, Kramarz and Margolis [99 abreviamos AKM] e Abowd et al. [02 abreviamos ACK], os autores utilizaram para dados Franceses 1/25 da população (trabalhadores que nasceram em Outubro de anos pares) e para dados Americanos eles utilizaram 1/10 das observações do estado de Washington.

No meu estudo eu utilizo 1/10 de todos os trabalhadores do setor formal da região sudeste do Brasil por um período de 11 anos, totalizando 22,133,168 observações.³ Eu obtenho essa subamostra selecionando de forma aleatória sem reposição. Finalmente, para não perder importante informações sobre a dinâmica de emprego eu coeto todas as observações em que esses trabalhadores aparece na base de dados.

3.2. Correções na Amostra

São necessários alguns ajustes na base de dados antes de se aplicar o procedimento econométrico. Eu sigo passos adotados pela literatura internacional, assim como passos peculiares para a RAIS. Eu descrevo o procedimento abaixo.

1. Começo com 22,133,168 observações. Cada observação corresponde a um Trabalhador-Estabelecimento-Ano, possivelmente com duplicatas a cada ano.
2. Removo os trabalhadores que trabalham em meio-período: eu removo as observações aonde o trabalhador trabalha menos de 40h por semana, e ganha menos de um salário mínimo, descartando 3,258,299 observações.
3. Por causa de problemas com o identificador de trabalhador, eu removo observações de trabalhadores que aparecem somente uma vez na base de dados e aparecem como trabalhando no início do ano ou no fim do ano — i.e. trabalhadores que também trabalharam em outros anos. Isto descarta 330,455 observações.
4. O próximo passo é agregar as observações para o nível firma: Para cada trabalhador-estabelecimento-ano eu agrego as informações de todos os estabelecimentos. Como em Abowd et al, eu uso como salário a media ponderada de todas as observações do trabalhador em uma determinada firma naquele ano. Para as outras variáveis eu utilizo o valor no estabelecimento em que o trabalhador permaneceu mais tempo. Isso descarta 535,956 observações.⁴

3 Dessa forma eu utilizo 2GB de memória em meus procedimentos. Para utilizar a base de dados da região Sudeste como um todo eu precisaria de pelo menos 13GB de memória.

4 Isso cobre trabalhadores que aparecem em diferente estabelecimentos na mesma firma e trabalhadores que aparecem mais de uma vez em um determinado estabelecimento.

5. Imputação: por causa de problemas em identificadores, é comum em base de dados administrativas um trabalhador aparecer trabalhando em uma determinada firma, desaparecer por um ano e depois aparecer naquela firma no ano seguinte. Como em Abowd et al, eu imputo a observação do ano em que o trabalhador desapareceu, utilizando para o salário a média dos salários no ano anterior e seguinte. Isto adiciona 211,062 observações.
6. Múltiplos empregos: como em Abowd et al [02] eu descarto trabalhadores que trabalham em mais de três empregos em um ano. Para isso, eu removo as observações de trabalhadores que trabalharam mais de 24 meses em um ano (somando todos os meses trabalhados em todas as firmas em um ano) ou trabalhadores que aparecem em mais de três firmas em um ano. Isso descarta 363,587 observações.
7. Eu removo as observações dos trabalhadores que entram na amostra com idade menor que 15 ou maior que 65. Nesse ponto, também removo observações com problema no identificador de sexo ou educação. Isso descarta 825,077 observações.

Depois desse procedimento fico com uma amostra contendo 17,030,856 observações (77% of da subamostra inicial). A Tabela 3 mostra algumas estatísticas da amostra.

TABELA 3
ESTATÍSTICAS DA AMOSTRA

A) Estatísticas do Painel – Amostra Longitudinal: 10% dos trabalhadores de 1995 a 2005 (18,117,645 obs.)				
	Trabalhadores		Firmas	Firmas (2+ trab.)
Número total	3.072.908	Número total	914873	510.937
# médio de obs.	5,9	# médio de obs.	19,8034536	33,52
# médio de firmas	2,2	# médio de trab.	7,4845044	12,61
# médio de anos na amostra	5,33	# médio de anos na amostra.	4,1507062	5,49
Educação		Setor		
Menos que ensino médio	67,10%	Agricultura	0,74%	0,88%
Ensino médio ou graduação incomp.	25,71%	Comércio	40,48%	33,72%
Graduação completa	7,20%	Manufatura	16,77%	20,20%
Homem	64,00%	Serviços	36,83%	38,67%

B) Estatísticas da Distribuição de Salários (ano de 2000)					
	Média	Desvio padrão	Skew	Kurt.	Nobs
Ensino médio ou graduação incomp.	1405,70	1352,87	3,22	16,81	309737
Graduação completa	3375,18	2676,355575	1,5087397	2,6544646	632361

C) Estatísticas sobre Rotatividade de Trabalho (em 1 ano – 2000)		
	Ensino médio ou graduação incomp.	Graduação completa
Amostra inicial	632361	309737
% se mantém no mesmo emprego	80,29%	81,82%
% desliga-se para fora da amostra	16,44%	13,44%
% troca de emprego instantaneamente	3,27%	4,74%
% trocas instantâneas	16,57%	26,06%
(# novos trabalhadores)/(# trab. empregados)	20,90%	13,50%

4. Evidência de Emparelhamento

4.1. Método de Abowd et al.

Eu começo meu estudo empírico replicando a metodologia de Abowd et al, que já foi empregada em diversos países a fim de se verificar a questão de emparelhamento no mercado de trabalho. Essa metodologia consiste em se estimar as Equações 1 e 2 utilizando a RAIS como base de dados.

Para realizar essa tarefa eu utilizo o algoritmo proposto por Abowd et al [02]. Neste artigo, os autores provam a identificação do modelo e propõe um algoritmo de gradiente conjugado para se estimar as equações de salário. A intuição por trás da identificação dos efeitos fixos dos trabalhadores e das firmas está no fato que em bases de dados em forma de painel com linkagem trabalhador-firma nós podemos observar os mesmos trabalhadores trabalhando em firmas diferentes. Dessa forma, através de diferenças dos salários do trabalhador nas diversas firmas em que ele trabalhou, nós podemos distinguir a contribuição do trabalhador e das firmas para a determinação dos salários. Maiores detalhes sobre o procedimento podem ser encontrados no artigo original.

Assim como na literatura eu utilizo experiência, dummies de ano e estado, todos combinados com uma dummy de sexo, como as variáveis observáveis que

mudam de ano para ano — o termo $x_{it} \beta$ na Equação 1⁵ Para as variáveis que são fixas ao longo do tempo — o termo $u_i \eta$ na equação — eu utilizo dummies de educação e sexo.⁶

A Tabela 4 apresenta os resultados. Primeiro, é importante notar que ambos componentes não observáveis dos salários, θ_i e $\psi_{J(i,t)}$, tem um desvio padrão alto relativo ao desvio padrão dos salários, o que indica que ambos são bastante importantes para a determinação de salários. Segundo, é interessante notar que a correlação entre as variáveis observáveis do trabalhador e o efeito da firma são positivos, apesar de não serem bastante elevados — $Corr(x_{it} \beta, \psi_{J(i,t)}) = 0.09$ e $Corr(u_i \eta, \psi_{J(i,t)}) = 0.2$. Isso seria evidência moderada de emparelhamento de acordo com características observáveis como experiência, sexo e educação. Finalmente, no que se tange à correlação entre as variáveis não observáveis, eu encontro o mesmo resultado encontrado em diversos outros países: a correlação entre os efeitos fixos de firma e trabalhador é próxima de zero — $Corr(\alpha_i, \psi_{J(i,t)}) = -0.03$.

TABELA 4
CORRELAÇÕES DOS COMPONENTES DA EQUAÇÃO DE SALÁRIO

	STD	ln w	$x\beta$	θ	$u\eta$	α	ψ	ε
Log Salário Real	0,8	1	0,204819	0,532673	0,439296	0,313486	0,603867	0,329717
Características variáveis	0,52	0,204819	1	-0,55052	-0,41278	-0,36558	0,087357	-0,04141
Efeito Fixo Trabalhador	0,68	0,532673	-0,55052	1	0,710121	0,70408	0,109235	-0,04006
Educação e Sexo	0,49	0,439296	-0,41278	0,710121	1	1,24E-08	0,185136	0,036499
Parte Não Observável	0,48	0,313486	-0,36558	0,70408	1,24E-08	1	-0,03158	-0,09371
Efeito Fixo Firma	0,37	0,603867	0,087357	0,109235	0,185136	-0,03158	1	-0,01622
Resíduo	0,32	0,329717	-0,04141	-0,04006	0,036499	-0,09371	-0,01622	1

A interpretação direta desse resultado é a de que os trabalhadores “acima da média” não trabalham nas firmas que pagam acima da média. Isto é, esse resultado é contra a hipótese que existe uma associação positiva entre trabalhadores e firmas de qualidades diferentes. Depois de confirmar esse robusto resultado nos dados Brasileiros, eu investigo mais a fundo esta questão olhando para outros aspectos dos dados que também oferecem informação sobre a questão do emparelhamento.

5 Experiência é computada como experiência potencial no primeiro ano do trabalhador na amostra e para os anos seguintes é computada a experiência realizada. Eu utilizo uma dummy para cada Estado da região Sudeste, omitindo uma para a regressão.

6 Educação assume valores de 1(analfabeto) a 9 (ensino superior completo). Para trabalhadores que contém mais de um valor em educação ao longo dos anos, eu utilizo a média dos valores arredondada para cima. Isso corrige casos frequentes como trabalhadores aparecendo com o valor de educação mais alto vários períodos e com um valor mínimo um período.

4.2. Correlação Entre Trabalhadores e Seus Companheiros de Trabalho

Boa parte da literatura que aborda a questão de emparelhamento foca na associação entre trabalhadores e firmas. Uma outra hipótese é a de que trabalhadores se associam não com firmas, mas sim com outros trabalhadores de determinadas características. A firma teria um papel limitado nessa história.

Para investigar essa hipótese eu utilizo a mesma regressão de salários estimada acima. Lembre-se que os efeitos fixos de trabalhador, α_i , são uma medida da qualidade daquele trabalhador: esse efeito fixo denota o quanto esse trabalhador recebe a mais do que trabalhadores com características semelhantes. A idéia então é ver como α_i se correlaciona com o α_i médio dos outros trabalhadores da firma em que trabalhador i está trabalhando. Eu construo a variável

$$\alpha_{outros_i} = \frac{\sum_{k \in J(i,t)} \alpha_k}{N_{J(i,t)} - 1}$$

Em outras palavras, α_{outros_i} é a média de α_i para todos os trabalhadores da firma em que o trabalhador i trabalha excluindo-se ele. A medida de emparelhamento entre trabalhadores se dá por $Corr(\alpha_i, \alpha_{outros_i})$.

A Tabela 5 mostra os resultados. A correlação da qualidade dos trabalhadores com a qualidade média dos outros trabalhadores em sua empresa é de 0.3. Esse valor é maior do que qualquer valor encontrado para a correlação entre trabalhador e firma.

TABELA 5
CORRELAÇÃO ENTRE TRABALHADOR E SEUS COMPANHEIROS DE TRABALHO

	STD	α outros
Log Salário Real	0,80	0,19
Características Variáveis	0,52	-0,08
Efeito Fixo Trabalhador	0,68	0,26
Educação e Sexo	0,49	0,07
Parte Não Observável	0,48	0,30
Média Efeito Fixo dos Outros Trab.	0,27	1
Efeito Fixo Firma	0,36	0,03
Resíduo	0,32	0,01

Esse valor positivo para essa correlação sugere que trabalhadores altamente capacitados tendem a trabalhar com trabalhadores acima da média e vice-versa. Isso pode ser causado por três motivos. Primeiro, por razões não pecuniárias. Segundo,

se os trabalhadores se emparelham com firmas de forma positiva então isso implica que eles se emparelham com outros trabalhadores por consequência. Isso acontece por que neste cenário trabalhadores altamente qualificados trabalham nas firmas mais produtivas, e por consequência acabam tendo como companheiros de trabalho outros trabalhadores altamente qualificados. Terceiro, esse tipo de emparelhamento pode ser consequência de externalidades de produção. Se trabalhadores se tornam mais produtivos ao trabalharem junto a companheiros de trabalho mais qualificados, então é natural que isso acarrete em os altamente capacitados trabalhem juntos e vice versa.⁷ Na próxima sessão eu investigo essa última hipótese.

4.3. Medindo Externalidades no Trabalho

Na última sessão vimos evidência que os trabalhadores se emparelham com trabalhadores com qualificações similares. Agora, eu investigo se isso acontece por causa de externalidades na produção. A hipótese de externalidades de produção diz essencialmente que trabalhar ao lado de trabalhadores mais produtivos aumenta a produtividade dos trabalhadores. É razoável então que esse aumento de produtividade seja refletida nos salários dos trabalhadores. A idéia então é incluir o termo αoutros_i na equação de salários — com um coeficiente γ — e analisar o coeficiente desse termo. Basicamente se esse coeficiente for positivo isso indica que trabalhar junto a trabalhadores mais produtivos aumenta o salário do trabalhador, o que seria causado por um aumento em produtividade. Para verificar essa hipótese eu estimo a seguinte equação de salários

$$w_{it} = x_{it} \beta + \theta_i + \gamma \theta \text{outros}_i + \psi_{j(i,t)} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

, em conjunto com a Equação 2. αoutros_i pode ser obtido estimando $\alpha \text{outros} = \theta \text{outros} - \eta \text{outros}$.

A estimação da Equação 3 é mais difícil do que se estimar a Equação 1. Antes, ao se tirar a diferença do salário do trabalhador com o seu salário médio o termo θ_i desaparece, o que facilitava significativamente a estimação. Agora por causa do termo θoutros_i isso não pode mais ser feito. Para resolver esse problema eu utilizo um método iterativo. Primeiro eu uso os resultados da regressão sem o termo θoutros_i e obtenho θ_i . Utilizando θ_i eu construo θoutros_i e incluo na regressão obtendo uma nova estimativa para θ_i . Eu repito esse procedimento até as estimativas convergirem. Os detalhes desse procedimento podem ser encontrados no artigo Lopes de Melo [09].

Os resultados são mostrados na Tabela 6. Com uma amostra desse tamanho—mais de 10 milhões de observações— qualquer coeficiente é significativo. Então uma medida mais relevante para esse caso é a variância do termo θoutros_i . Se essa variância for muito baixa, isso indica que esse termo explica muito pouco da

⁷ Esse tipo de emparelhamento é formalizado pela teoria 0-ring em Kremer [93].

variabilidade de salários. Nós podemos ver pela tabela que o desvio padrão desse termo é virtualmente 0, o que é evidência contra a existência de externalidades de produção entre trabalhadores.

TABELA 6
CORRELAÇÕES INCLUINDO EFEITO DOS OUTROS TRABALHADORES NA REGRESSÃO

	STD	$\ln w$	θ	$\nu\eta$	α	$\gamma_{[\theta other]}$	$\gamma_{[\nu other]}$	$\gamma_{[\alpha other]}$	Ψ
Log Salário Real	0,80	1	0,55	0,45	0,32	0,31	0,29	0,19	0,61
Efeito Fixo Trabalhador	0,68	0,55	1	0,70	0,71	0,16	0,12	0,26	0,13
Educação e Sexo	0,48	0,45	0,70	1	0,00	0,17	0,16	0,07	0,22
Parte Não Observável	0,48	0,32	0,71	0,00	1	0,06	0,02	0,29	-0,04
Média Efeito Fixo dos Outros Trab.	0,01	0,31	0,16	0,17	0,06	1	0,99	0,18	0,31
Educação e Sexo	0,01	0,29	0,12	0,16	0,02	0,99	1	0,02	0,31
Parte Não Observável	~0	0,19	0,26	0,07	0,29	0,18	0	1,00	0,03
Efeito Fixo de Firma	0,37	0,61	0,13	0,22	-0,04	0,31	0,31	0	1,00

4.4. Alocação de Trabalhadores em Firms

Finalmente, o último aspecto de evidência empírica que se refere à questão de emparelhamento é olhar diretamente para a realocação de trabalhadores em firmas. A idéia é investigar se trabalhadores que trabalhem em firmas que pagam altos salários tendem a continuar trabalhando nesse tipo de firma quando realocados e vice-versa. Eu proponho o seguinte procedimento Primeiro, eu assumo que a heterogeneidade da firma pode ser capturado simplesmente pelo salário médio da firma.⁸ Segundo, eu seleciono os trabalhadores que trocam de firma em algum determinado momento. A idéia é que se não houver emparelhamento entre trabalhadores e firmas no mercado de trabalho então o tipo de firma que o trabalhador trabalhou antes e depois não deve ser correlacionado. Nesse último ponto, eu também tenho que controlar para o fato de que alguns trabalhadores trocam de emprego para trabalhar em firmas que pagam mais—um fenômeno que afeta todos os trabalhadores e não necessariamente relacionado à questão de emparelhamento. Para controlar por isso eu seleciono somente os trabalhadores que demoram pelo menos 5 meses até aparecer em outra firma.

Eu construo então a seguinte medida. Primeiro, eu defino respectivamente SF^{antiga} e SF^{nova} o salário médio das firmas nova e antiga em que o trabalhador i trabalhou. Esse salário médio consiste do salário médio de todos os trabalhadores que já trabalharam para aquela firma. Também defino como $med(SF)$, a mediana de

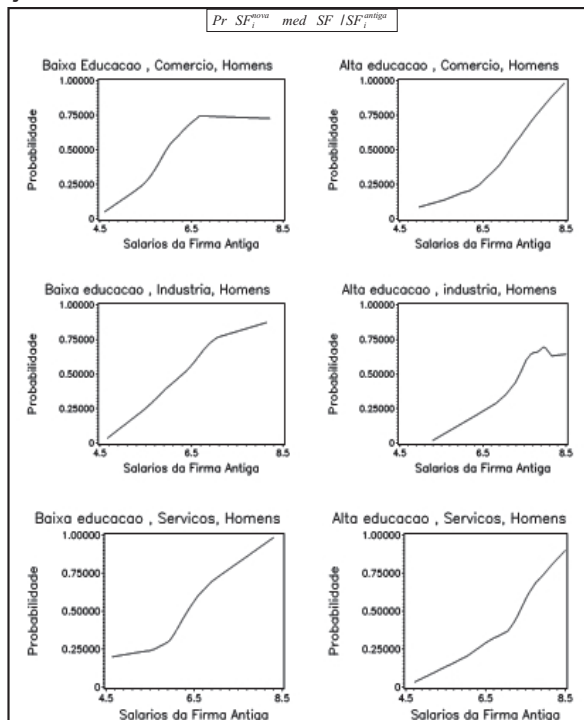
8 Essa hipótese também foi feita em diversos outros artigos como Postel-Vinay e Robin [02] e Chistensen et al [05].

SF entre todas as firma. Eu estudo então a medida $Pr(SF^{nova} > med(SF) | SF^{antiga})$. Se não houver emparelhamento no mercado de trabalho, então espero que o tipo da nova firma que o trabalhador se aloca não seja correlacionado com a firma antiga. Isto é, $Pr(SF^{nova} > med(SF) | SF^{antiga}) = Pr(SF^{nova} > med(SF)) = 0.5$.

Finalmente, eu divido a amostra em diversas subamostras de acordo com sexo, educação e indústria.⁹ Esse procedimento é importante por que as regressões de salário mostram que existe forte emparelhamento de acordo com variáveis observáveis como sexo, indústria e educação. A questão mais delicada é a do emparelhamento controlando-se por essas variáveis observáveis, o que eu faço dividindo as amostras em subamostras.

A Figura 1 mostra os resultados. Em todas as subamostras essa probabilidade é crescente em SF^{antiga} , e não constante e igual a 0.5 como a hipótese de ausência se emparelhamento prediz. Em outras palavras, os trabalhadores que trabalham em firmas que pagam altos salários tendem a voltar a trabalhar em firmas de alto salário quando realocados, e vice-versa.

FIGURA 1
ALOCAÇÕES DE TRABALHADORES QUE TROCAM DE FIRMA



9 Eu separei dois níveis de educação, baixo (ensino médio) e alto (ensino superior) e três níveis de indústria (serviços, comércio e indústria).

4.5. Resumo

Nessa sessão eu analisei quatro aspectos dos dados que oferecem informação sobre a questão de emparelhamento. Primeiro, eu repliquei uma metodologia baseada na estimação de uma equação de salários já aplicada em diversos países. Os resultados desse exercício no caso Brasileiro se alinham com os resultados encontrados em outros países: heterogeneidade não observada tanto de firma quanto de trabalhador—medidas pelos efeitos fixos—são bastante importantes para na determinação de salários; Há moderada evidência de emparelhamento de trabalhadores em firmas baseado em características observáveis; A correlação entre os efeitos fixos de trabalhador e firma é aproximadamente zero, o que seria evidência contra a ocorrência de emparelhamento.

Depois eu olhei para diferentes aspectos dos dados que sugerem uma outra conclusão. Primeiro, utilizando os mesmos resultados da equação de salários acima, verifiquei que a correlação da qualidade do trabalhador com a qualidade média de seus companheiros de trabalho é positiva. Isso indica que trabalhadores se emparelham juntos de acordo com suas capacidades. Segundo, essa qualidade média não é importante para a determinação de salários. Isso é evidência que não há complementaridades entre trabalhadores no processo de produção, o que sugere que os trabalhadores se emparelham com firmas e por conseqüência acabam se emparelhando com trabalhadores de mesma qualificações. Finalmente, vimos que trabalhadores que trabalham em firmas que pagam altos salários continuam indo para esse tipo de firma quando realocados, o que é um fenômeno bastante natural se houver emparelhamento no mercado de trabalho.

A conclusão dessa sessão é que, se interpretarmos os resultados diretamente, os dados oferecem evidência inconclusiva na questão de emparelhamento. O procedimento padrão da literatura oferece evidência contra a presença de emparelhamento mas os exercícios seguintes oferecem evidência a favor a hipótese de que trabalhadores de alta qualificação trabalhem em firmas de alta produtividade e vice versa. O objetivo da próxima sessão é tentar resolver essa ambigüidade oferecendo um modelo teórico que seja consistente com todos esses fatos.

5. Explicação

Para tentar resolver a ambigüidade encontrada nos procedimentos empíricos eu desenvolvo um modelo teórico relevante para a questão de emparelhamento. A idéia é criar uma economia simulada que seja consistentes com os fatos da economia real. A metodologia consiste em se especificar um modelo teórico, escolher valores para os seus parâmetros, simular um painel desse modelo e finalmente aplicar os métodos empíricos mostrados acima nessa economia simulada. A vantagem dessa abordagem é que como eu conheço todas as hipóteses e parâmetros por trás do

modelo teórico, é fácil de se verificar o nível de emparelhamento nessa economia simulada. A parte difícil é construir um modelo da economia que seja consistente com esses fatos aparentemente ambíguos.

5.1. Um Modelo da Economia com Emparelhamento

Eu descrevo de forma informal o modelo teórico utilizado para responder essa questão. Os detalhes da modelagem podem ser encontrados em Lopes de Melo [09].

Para responder a questão de emparelhamento é essencial a presença de heterogeneidade tanto em trabalhadores quanto em firmas. Então assumo que trabalhadores são heterogêneos e tem um nível de qualificação h . Uma possível interpretação para h é o nível de capital humano desse trabalhador. Também assumo que firmas são heterogêneas com um nível de produtividade p . Assumo que a população de h e p são exógenas com distribuições $l(h)$ e $\gamma(p)$. Quando um trabalhador de nível h trabalha em uma firma de nível p eles produzem uma quantidade $e^h e^p$. Isso implica que trabalhar em firmas mais produtivas aumenta a produtividade marginal do trabalhador e vice-versa.

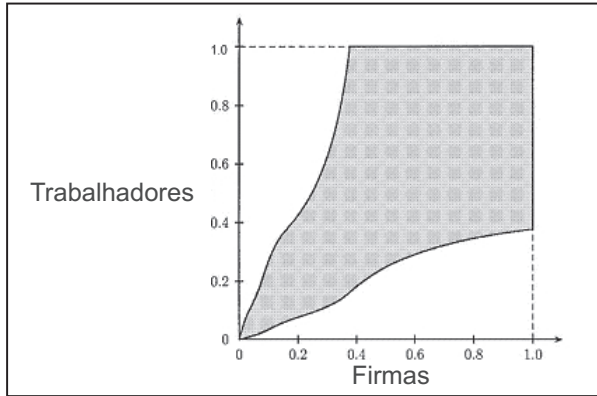
O artigo seminal de Becker [73] estuda o equilíbrio dessa economia em uma economia sem fricções. Ele prova o resultado de que com esse tipo de função de produção a alocação de trabalhadores à firmas exhibe “perfeito emparelhamento”. Isto é, o trabalhador mais produtivo se aloca na firma mais produtiva, o trabalhador menos produtivo na firma menos produtiva e as respectivas alocações no íterim. É importante notar que esse seria um modelo estático da economia, por que essas alocações são atingidas instantaneamente e ficam assim para sempre.

Para tornar o modelo mais realista Shimer e Smith [00] introduzem fricções na economia. Basicamente, trabalhadores ao invés de terem acesso às firmas instantaneamente, encontram essas firmas de forma aleatória, modelado por um processo estocástico. Essa modificação nas hipóteses torna o modelo mais realista e dinâmico. Primeiro, por que o processo de procura de emprego toma tempo, os trabalhadores podem aceitar um emprego não ideal se esse aparecer primeiro, e o mesmo acontece com a firma. Isto acarreta em emparelhamento imperfeito como ilustra a figura abaixo. Antes, as alocações se situavam todas na diagonal do gráfico abaixo. Agora os trabalhadores (firmas) tem “regiões de aceitação” como mostra o gráfico—para cada trabalhador a região cinza do gráfico mostra as firmas que o trabalhador aceita trabalhar e respectivamente as que as que aceitam empregar esse trabalhador. O modelo exhibe um grau de emparelhamento positivo por que essas regiões de aceitação são crescentes na qualidade do trabalhador: trabalhadores de baixa qualidade trabalham em firmas ruins e médias; trabalhadores de alta qualidade trabalham em firmas médias e boas. É importante notar que na lógica desse modelo o

emparelhamento ocorre por complementaridades entre trabalhadores e firmas, não entre trabalhadores.

FIGURA 2

REGIÕES DE ACEITAÇÃO DO MODELO TEÓRICO (REPRODUZIDO DE SHIMER E SMITH (2000)



Finalmente, o elemento que falta na descrição desse modelo é a determinação de salários. Em uma economia com fricções como a descrita acima os salários não refletem a produtividade marginal do trabalhador —nesse caso seria $e^h e^p$, mas sim são o resultado de um processo de barganha entre o trabalhador e a firma. Eu sigo a literatura a assumir que os salários são determinados pela solução axiomática de Nash, que determina que os salários sejam tal que o “valor total” daquele emprego seja dividido segundo as frações β e $1-\beta$ para o trabalhador e a firma. Nesse caso os salários são determinados pela equação

$$w(h,p)=\beta[e^h e^p-V(p)]+(1-\beta)U(h) \quad [4]$$

, onde $V(p)$ é o valor de espera de uma trabalho a espera de um trabalhador e $U(h)$ é o valor de espera do trabalhador desempregado. Esses valores são determinados endogenamente e refletem o valor médio esperado dos futuros empregos que os trabalhadores (ou firmas) venham a ter. A intuição por trás da equação é a que ao começar um trabalho, os trabalhadores e firma abrem mão da opção de continuar esperando por ofertas melhores. Por causa disso o trabalhador tem que compensar a firma por sua perda de valor de espera mas também é compensado por sua perda de valor de reserva— respectivamente os termos $-\beta V(p)$ e $(1-\beta)U(h)$.

Em Lopes de Melo [09] o modelo de Shimer e Smith é estendido para se incorporar procura de empregos no trabalho: isto é, os trabalhadores recebem propostas de emprego tanto quanto desempregados e também quando trabalhando. Uma crescente literatura demonstra a importância dessa característica do mercado de

trabalho mundo afora. Porém, para o ponto que desejo fazer neste artigo essa extensão não é necessária. Eu então utilizo o modelo de Shimer e Smith diretamente, mas interpretando os agentes da economia como trabalhadores e firmas.¹⁰ É importante lembrar que o artigo de Shimer e Smith tem um caráter teórico e não lida com as implicações do modelo descritas aqui.

5.2. Parâmetros na simulação

Depois de especificado o modelo, o próximo passo é realizar uma simulação desse modelo teórico e aplicar a mesma metodologia empírica que apliquei nos dados. Primeiro, é importante ressaltar que esse modelo deve ser visto como sendo aplicado para um setor da economia, para trabalhadores de um determinado sexo e para um determinado nível de educação. Isto por que os fatos empíricos que verificamos acima se aplicam condicionado as variáveis observáveis como experiência, indústria, sexo e educação.

Neste exercício o meu objetivo não é a estimação estrutural desse modelo, mas sim a ilustração de que para uma determinada combinação de parâmetros o modelo gera fatos bastante parecidos como os que verifiquei nos dados. Neste passo eu preciso especificar distribuições para a heterogeneidade do trabalhador e da firma— ambas são assumidas Normais, com média 0 e mesma variância— parâmetros para o processo estocástico em que os trabalhadores encontram as firmas, e valores para o poder de barganha β . Os detalhes dessa parametrização podem ser encontrados em Lopes de Melo [09]. Eu simulo um painel com 10000 trabalhadores que aparecem na amostra por 11 anos. Para calcular a solução do modelo eu discretizo as distribuições de heterogeneidade em 500 pontos, implicando a existência de 500 diferentes firmas na economia.

5.3. Resultados

Finalmente, eu aplico os procedimentos empíricos descritos acima na simulação do modelo teórico. Primeiro, antes de aplicar as regressões eu simplesmente correlaciono os valores dos primitivos do modelo. A Tabela 7-A mostra os resultados. Primeiro, podemos ver que a correlação entre h e p nessa economia é de 0.51. Isso significa que o grau de emparelhamento é bastante acentuado, apesar de não ser perfeito como no modelo de Becker. Segundo, por causa que nesse modelo trabalhadores se emparelham com firmas, eles acabam se emparelhando entre si. Isso pode ser visto na alta correlação entre h e $houtros$ —0.52.

O próximo passo é o de aplicar o procedimento econométrico de Abowd et al na simulação do modelo. Primeiro, eu utilizo as alocações do modelo, mas eu utilizo como salários ao invés dos salários gerados pela solução de Nash. Dessa

¹⁰ Em Shimer e Smith [00] os agentes são genéricos.

maneira a regressão de salário está estimando diretamente as primitivas do modelo e então a correlação entre os efeitos fixos deve ser igual ao da primeira tabela, a não ser que ocorra um problema econométrico como amostra pequena ou amostragem não apropriada. A tabela 7-B mostra os resultados. Podemos ver que as correlações dos efeitos fixos são similares às correlações entre os primitivos do modelo, o que mostra que o procedimento de amostragem e o tamanho da amostragem são apropriados.

Depois, eu aplico o mesmo procedimento mas utilizando os salários do modelo assim como na Equação 4. Os resultados estão na Tabela 7-C. O surpreendente resultado é que a correlação entre os efeitos fixos de trabalhador e firma é zero nesse caso. Isso acontece por que como os salários refletem a compensação pela perda do valor de espera da firma, isso introduz uma não linearidade nessa equação de salários com relação a p .¹¹ Esse efeito desaparece ao compararmos trabalhadores com outros trabalhadores: a correlação entre e e α_i e α_{outros_i} é similar à correlação entre h e $houtros$ e -0.56 . Isso significa que nesse modelo, apesar de exibir forte emparelhamento, ao aplicarmos o procedimento econométrico de efeitos fixos a correlação entre esses efeitos fixos não reflete esse emparelhamento. Mais do que isso, isso não ocorre ao compararmos trabalhadores com outros trabalhadores.

TABELA 7
RESULTADOS DA SIMULAÇÃO DO MODELO TEÓRICO

A – Correlação Entre as Primitivos do Modelo					
	STD	ln w	h	p	houtros
Log Salário	1,30	1	0,97766	0,56625	0,55628
h	0,52	0,97766	1	0,51014	0,52239
p	0,51	0,56625	0,51014	1	0,86829
houtros	0,29	0,55628	0,52239	0,86829	1

B - Regressão de Salários em Modelo Simulado (1) – sem “fricções”					
Correlações entre componentes de salário					
	STD	ln w	α	Ψ	α outros
Log Salário	0,88	1	0,86548	0,87235	0,7608
Efeito Fixo Trabalhador	0,50	0,86548	1	0,51034	0,50353
Efeito Fixo Firma	0,52	0,87235	0,51034	1	0,81775
Média dos Outros Trab. na Firma	0,30	0,7608	0,50353	0,81775	1

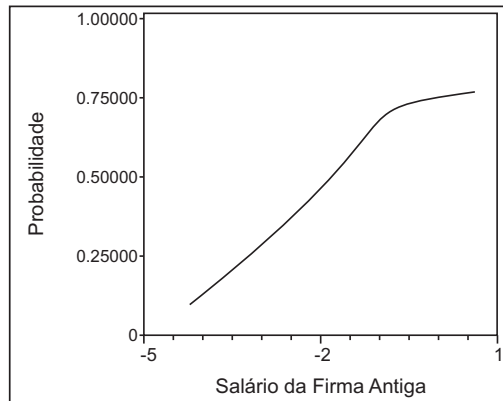
11 Esse efeito também foi sugerido como possível no artigo de Abowd, Kramarz e Lengenmann [04], porém sem um exemplo concreto.

C – Regressão de Salários em Modelo Simulado (2) – com “fricções”

Correlações entre componentes de salário					
	STD	ln w	α	Ψ	α outros
Log Salário	1,30	1	0,99546	0,08634	0,55716
Efeito Fixo Trabalhador	1,29	0,99546	1	0,01706	0,55741
Efeito fixo firma	0,09	0,08634	0,01706	1	0,03706
Média dos outros trab. na firma	0,79	0,55716	0,55741	0,03706	1

Finalmente, eu olho para a alocação de trabalhadores para firmas nessa economia. Figura 3 mostra os resultados. Como era de se esperar, assim como nos dados, trabalhadores que trabalham em firmas que pagam altos salários continuam indo para esse tipo de firma quando realocados. Isso acontece aqui por que os trabalhadores que trabalham nessas firmas são os de alta qualificação, que sempre trabalham em firmas de alta produtividade— e vice-versa.

FIGURA 3

ALOCÇÃO DE TRABALHADORES EM FIRMAS NA SIMULAÇÃO**6. Conclusões**

Nesse artigo eu fiz uma investigação empírica sustentada por uma argumentação teórica sobre o nível de emparelhamento no mercado de trabalho Brasileiro—isto é, o quanto os trabalhadores e firmas mais produtivos da economia se associam e vice-versa. Eu investiguei uma série de fatos sobre o mercado de trabalho começando pelo procedimento padrão da literatura para a questão de emparelhamento. Primeiro, eu confirmei o robusto resultado de que os efeitos fixos de trabalhador e firma em uma regressão de salários é zero, o que seria evidência

contra a hipótese de emparelhamento. Segundo, eu analisei a correlação entre a qualidade dos trabalhadores (medida pelos efeitos fixos) com a qualidade dos seus companheiros de trabalho, e encontrei uma correlação de 0.3 o que é muito maior do que qualquer valor previamente encontrado para a correlação entre efeitos fixo de trabalhador. Terceiro, eu investiguei mais a fundo essa última hipótese e descobri que a composição de qualidade dos companheiros de trabalho não afetam os salários dos trabalhadores, o que significa que esses trabalhadores não estão se emparelhando por causa de externalidades na produção. Finalmente, o último fato que investiguei foi sobre a alocação de trabalhadores em firmas. Eu descobri que trabalhadores que trabalham em firmas que pagam altos salários voltam a trabalhar nesse tipo de firma quando realocados, o que é evidência de emparelhamento.

A minha investigação empírica levou a resultados ambíguos: o primeiro fato é contra a existência de emparelhamento, mas os outros três fatos são a favor de emparelhamento. A forma que eu utilizo para resolver essa ambiguidade é construir um modelo teórico que replique todos esses fatos. Dentro da lógica desse modelo teórico é fácil de se verificar a existência ou não de emparelhamento. O modelo escolhido exibe forte emparelhamento entre trabalhadores e firmas por causa de complementaridades na produção, porém, quando aplicamos a metodologia de efeito fixos de Abowd et al, a correlação entre os efeitos fixo é zero. Isso acontece nesse modelo por que fricções na economia introduzem não linearidades nos salários dos trabalhadores, que tem que compensar a firma pela perda da opção de continuar procurando por um trabalhador mais competente. Essa distorção não acontece quando computamos as correlações entre efeitos fixo de trabalhador e outros trabalhadores, causando que este é positivo assim como nos dados. Finalmente, o último fato é um fenômeno natural nesse tipo de modelo.

A conclusão que existe forte emparelhamento na economia tem fortes implicações em termos de eficiência e distribuição na economia. Por um lado, o emparelhamento dos trabalhadores mais produtivos com as firmas mais produtivas é a alocação mais eficiente da economia. Por outro, isto tem fortes implicações em termos de persistência de salários e mobilidade, por que o forte emparelhamento na economia reforça a desigualdade na distribuição de salários e limita as possibilidades de ascensão: Neste caso, os trabalhadores menos produtivos recebem menos por que eles tem menos qualificações e também por que trabalham nas firmas menos produtivas.

7. Referências

- Abowd, J. M., Creecy, R., and Kramarz, F. (2002). “Computing person and firm effects using linked longitudinal employer- employee data.” LEHD Technical Paper 2002-06.
- Abowd, J. M., Kramarz, F., and Margolis, D. N. (1999), “High wage workers and high wage firms.” *Econometrica*, 67 (2), 251—334.
- Abowd, J., Kramarz, F., Lengerman, P., Perez-Duarte, S. (2004), “Are Good Workers Employed by Good Firms? A test of a simple assortative matching model for France and the United States”.
- Andrews, M. J., Schank, T., and Upward, R. (2004), “High wage workers and low wage firms: Negative assortative matching or statistical artefact?” mimeo, University of Nottingham.
- Becker, G.S. (1973), “A theory of marriage: PartI.” *Journal of Political Economy*, 81(4), 813—46.
- Cacciamali, M.C., e Braga, T. (2002), “Políticas públicas voltadas para o setor informal”. FIPE, Estudos e análise com vistas à definição de políticas, programas e projetos relativos ao mercado de trabalho brasileiro, tema 15.
- Menezes-Filho, NA, Muendler, MA, Ramey, G., (2006), “The Structure of Worker Compensation in Brazil, With a Comparison to France and the United States”
- Lopes de Melo, R. (2008), “Assortative Matching in the Brazilian Economy, “mimeo, Yale University. ”
- Kremer, M. (1993), “ The O-Ring Theory of Economic Development “, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 3. (Aug., 1993), pp. 551-575.
- Shimer, R., and Smith, L. (2000). “Assortative matching and search.” *Econometrica*, 68 (2), 343—369.

MUDANÇAS ORGANIZACIONAIS NAS EMPRESAS BRASILEIRAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DAS ESTRUTURAS OCUPACIONAIS

Carlos Henrique Corseuil^{1*}

1. Introdução

A prática de mudanças organizacionais no interior das firmas vem recebendo atenção crescente entre os economistas nos últimos anos, em particular no que diz respeito ao impacto sobre o desempenho das firmas e sobre o bem-estar dos trabalhadores. O maior interesse pelo tema se justifica pela crença generalizada de um aumento significativo na incidência desse tipo de mudanças nos últimos anos. Osterman (2000) documenta várias estimativas, principalmente para os Estados Unidos, que atestam uma alta incidência dessas práticas nos anos 90. Além disso, o autor mostra uma significativa evolução dessa incidência entre 1992 e 1995.

Com raras exceções, as evidências disponíveis na literatura internacional padecem de duas limitações. Primeiro se baseiam em amostras não representativas dos respectivos países onde os dados foram coletados, ou sequer representativas de determinados setores de atividade. A outra limitação se refere à natureza dicotômica da informação disponível, que embora possibilite uma análise de incidência, impede uma análise da intensidade das mudanças organizacionais. A escassa literatura desse tema voltada para o Brasil padece dessas mesmas limitações².

Outra questão relevante nessa literatura é a base conceitual sobre a qual se constroem as medidas de mudanças organizacionais. Claramente temos um alto teor de subjetividade nesses conceitos. Em geral o termo mudanças organizacionais é associado à introdução de novas práticas produtivas com implicações para a divisão de trabalho. Porém, a percepção dessa transformação pode variar de uma firma para outra³. As práticas mais comuns de serem documentadas se referem às mudanças do grau de hierarquização de uma firma ou da alocação de poder de decisão entre os diferentes níveis hierárquicos, bem como a formação de equipes dentro das firmas⁴. Note que nos três casos não há uma definição objetiva da prática relacionada a mudança organizacional.

1 ^{*} Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

2 Ver Neto e Filho (2000), e Silveira e Diniz (2002).

3 Especialmente em se reportando apenas a incidência como comentado anteriormente.

4 O conjunto dessas e outras práticas modernas é identificado por diversos nomes, tais como *High Power Workers Organization*, ou *Flexible Workplace System*, ou *Innovative Human Resource Practices*.

O primeiro objetivo deste capítulo é mostrar novos resultados sobre mudanças organizacionais nos estabelecimentos brasileiros, superando essas deficiências. Mostraremos, portanto, resultados abrangentes e representativos tanto em termos geográficos como de setor de atividade, referentes tanto à incidência como à intensidade das mudanças organizacionais nos estabelecimentos produtivos brasileiros. Por fim, porém não menos relevantes, nossos resultados estarão fundamentados por uma base conceitual bem objetiva.

O outro objetivo do capítulo consiste em mostrar evidências empíricas que ajudem a identificar os determinantes mais relevantes desse processo para o caso brasileiro. Argumentaremos que a literatura que trata desse tema pode ser dividida em dois grupos no que diz respeito ao grau de homogeneidade das mudanças organizacionais entre estabelecimentos similares. Ao computar indicadores sobre essa característica das mudanças organizacionais para os estabelecimentos brasileiros identificamos qual o conjunto de teorias que parece ser mais relevante no contexto da economia brasileira.

O capítulo está estruturado em seis seções, contando com esta introdução e a conclusão. A seção seguinte traz um resumo da literatura que aborda os possíveis determinantes para mudanças organizacionais, expondo a divisão mencionada acima. Na seção 5, testamos empiricamente qual dos dois arcabouços teóricos se mostra mais compatível com os dados brasileiros. Antes disso, o trabalho conta com outras duas seções. A seção 3 discute os aspectos relacionados à mensuração das mudanças organizacionais. Já a seção 4 traz uma análise descritiva mostrando o padrão desse fenômeno de acordo com algumas características dos estabelecimentos, tais como setor de atividade, tamanho e idade, além de uma primeira análise agregada.

2. As diferentes visões sobre os determinantes das mudanças organizacionais

O debate a respeito dos determinantes das mudanças organizacionais abrange uma ampla gama de linhas de pensamento, inclusive transcendendo a literatura dedicada estritamente à economia. No entanto, mostraremos nesta seção que, sob uma determinada ótica, esses trabalhos podem ser facilmente agregados em dois grupos.

De acordo com o primeiro grupo, firmas similares (de um mesmo mercado) teriam um comportamento homogêneo em relação a mudanças organizacionais. Já o segundo grupo prevê que essas ações podem ser bem distintas mesmo considerando firmas similares. O nosso exercício empírico no final deste capítulo se baseia nesse tipo de predição para saber qual dos dois grupos é mais compatível com os dados brasileiros.

2.1. Os arcabouços com mudanças organizacionais homogêneas

A visão convencional entre os economistas associa mudanças organizacionais ao progresso técnico. A teoria da firma convencional não apresenta muito espaço para esse tipo de discussão. Isso se deve aos pressupostos de que: i) todas as firmas em um mesmo mercado têm acesso às mesmas possibilidades de produção, ii) a eficiência de cada uma das possibilidades de produção não depende da firma onde é empregada, iii) todas as firmas sabem qual é o nível de eficiência associado a cada possibilidade.

Nesse cenário todas as firmas escolhem um mesmo método de produção⁵ e o utilizam até que o conjunto de possibilidades aumente com a introdução de novas tecnologias mais eficientes. Nesse momento todas as firmas mudam seu processo produtivo a fim de incorporar a nova tecnologia.

Note, portanto que as mudanças no processo produtivo só ocorrem nesses momentos de introdução de novas tecnologias. Além disso, há uma sincronia no processo, bem como uma homogeneidade na sua intensidade entre as firmas. Predições sobre mudanças organizacionais podem ser discutidas com a introdução de duas suposições adicionais: iv) novas tecnologias aparecem embutidas em máquinas e equipamentos modernos, e v) a estrutura organizacional é um insumo complementar a máquinas e equipamentos.

Vários textos recentes que discutem mudanças organizacionais usam um arcabouço desse tipo para fundamentar seus resultados empíricos. Ver Brynjolfsson et alli (2002), e Crespi et alli (2007) como exemplos recentes dessa linha e Brynjolfsson e Hitt (2000) para uma resenha mais abrangente do que foi publicado antes dessa década⁶.

Nesse contexto haveria ondas de mudanças organizacionais sempre que houvesse o surgimento de uma tecnologia mais moderna. Tal como mencionado acima, esse movimento seria homogêneo entre firmas de um mesmo mercado. Essa é a predição que será contrastada com outra derivada de uma vertente teórica alternativa.

Antes de passarmos a essa outra vertente cabe mencionar que numa rota distinta, alguns autores nos fornecem elementos que nos fazem chegar à mesma constatação, dando mais ênfase aos fundamentos teóricos. Esse é o caso dos trabalhos de Lindbeck e Snower (2000), e Borgans e Ter Weel (2006), que formalizam o processo de escolha de uma estrutura organizacional ótima ao nível da firma. A estrutura organizacional é representada pelo grau de especialização dos trabalhadores que podem dividir seu tempo de trabalho entre múltiplas atividades ou, se preferir, múltiplas tarefas. A escolha é feita então a partir da comparação entre benefícios e

5 Representado nos modelos teóricos de forma conveniente pela função de produção.

6 A maior parte desses trabalhos não formalizam esse arcabouço e em alguns casos nem explicitam as hipóteses acima, de forma que o enquadramento desses trabalhos nesse arcabouço deve ser entendido como uma interpretação minha.

custos marginais ao longo dos possíveis valores do grau de especialização. Esse tipo de escolha já havia sido modelado há algum tempo, porém sem desdobramentos para a análise de mudanças organizacionais⁷. A principal contribuição dos dois artigos citados acima, portanto consiste na análise sobre como variações nos parâmetros associados a esses benefícios se traduzem em mudanças organizacionais.

A principal diferença entre os dois trabalhos se refere aos fatores considerados pelos autores como motivadores das eventuais mudanças de parâmetros mencionadas acima. Enquanto Borghan e Ter Weel (2006) focam no fator disseminação de novas tecnologias de informação baseadas no uso de computadores, Lindbeck e Snower (2000) ampliam a gama de fatores, analisando também motivações tais como mudanças nas preferências dos trabalhadores e no estoque de capital humano acumulado pelos trabalhadores.

De qualquer forma todos esses fatores, e portanto os parâmetros a eles relacionados, são comuns às firmas de uma mesma economia ou pelo menos de um mesmo mercado. Logo as mudanças organizacionais seriam homogêneas entre firmas, tal como destacado anteriormente.

2.2. Os arcabouços com mudanças organizacionais heterogêneas

Existe uma literatura consolidada sobre os determinantes de mudanças organizacionais que se preocupa em permitir que as decisões sobre tais mudanças possam ser distintas mesmo entre firmas operando simultaneamente em um mesmo mercado. Destacaremos aqui três correntes com essa preocupação.

A primeira delas se baseia em um arcabouço teórico conhecido como aprendizado organizacional, cuja contribuição pioneira é o livro de Cyert e March (1963). Basicamente as mudanças organizacionais seriam motivadas pela comparação entre a performance realizada e aquela idealizada em um momento anterior. As mudanças serão mais prováveis quanto maior for a diferença entre a primeira e a segunda. Ao decidir por implementar uma mudança organizacional, as firmas devem então passar por um processo custoso de busca de informação a respeito de qual a estrutura a ser experimentada. Lant e Mezias (1990) trazem uma exposição abreviada desse arcabouço incluindo uma discussão sobre os diferentes graus de empreendedorismo adotados nessa busca. Enquanto algumas firmas vão atrás de algo inovador, outras se limitam a buscar um modelo a ser copiado⁸.

Esse arcabouço se distingue daquele creditado aos economistas nas suposições relativas a informação disponível para as firmas sobre o processo produtivo. O arcabouço utilizado pelos especialistas em gerenciamento supõe que

7 Ver as referências citadas em Lindbeck e Snower (2000), e Borghan e Ter Weel (2006).

8 Esse artigo ainda ressalta que mudanças bruscas no ambiente também influenciam nas decisões sobre mudanças organizacionais, influência essa que depende do grau de empreendedorismo mencionado acima.

há um grau de incerteza em pelo menos duas etapas do processo produtivo. Em primeiro lugar não se sabe o quanto será produzido, mesmo que sejam conhecidas as quantidades de insumos utilizadas. Além disso, uma vez que se verifique que a estrutura organizacional em vigor não é apropriada, a firma não sabe precisar qual a melhor alternativa a ser implementada.

O segundo arcabouço a ser destacado é desenvolvido por uma corrente de economistas conhecida como evolucionista. Essa corrente compartilha desses pressupostos relativos a incertezas no processo produtivo⁹. Por outro lado o arcabouço evolucionista mantém um vínculo com a visão convencional da economia ao pregar que o processo de mudança organizacional está ligado a progresso técnico¹⁰. É advogado por essa visão que o desenho organizacional em uma firma vai evoluindo por meio de um processo de tentativas e erros.

Por fim vale registrar uma terceira corrente conhecida por “visão baseada nos recursos” (resource based view). Segundo essa corrente, o desenho organizacional adequado para uma firma depende de recursos classificados como “potencialidades” (capabilities). Esses recursos, em geral não tangíveis, são relacionados a habilidades, conhecimentos gerados e apropriados de forma específica em cada estabelecimento. Esses recursos estão em permanente evolução, fazendo com que uma determinada estrutura organizacional seja necessariamente reavaliada mais cedo ou mais tarde, e, portanto, impulsionando as mudanças organizacionais. Richardson (1972) é uma referência clássica desse ponto de vista, enquanto Loasby (1998) traz um panorama mais atual enfocando o aspecto do gerenciamento das potencialidades.

3. Medidas de mudança organizacional

3.1. Bases conceituais

Antes de propor uma medida de mudança organizacional, faz-se necessário discutir o conceito de estrutura organizacional. Esse esforço se justifica uma vez que tais termos são empregados de forma bastante genérica na literatura. Uma exceção é o trabalho de Athey e Stern (1998), onde se discute de forma rigorosa um conceito de estrutura organizacional que tenha uma contrapartida empírica. Essa vem a ser inclusive a base conceitual a ser utilizada no presente capítulo.

Estrutura organizacional é definida por um vetor $\mathbf{y} = \{y_1, \dots, y_j\}$ onde os componentes referem-se a práticas passíveis de serem implementadas pelo estabelecimento em questão. Mais precisamente, os componentes valem 1 ou zero dependendo se a prática está sendo utilizada pelo estabelecimento ou não. A dimensão do vetor, J , vem a ser a quantidade de práticas passíveis de serem implementadas¹¹.

⁹ Essa ligação se torna evidente em Barnett e Burgelman (1996).

¹⁰ Ver por exemplo Nelson (1991). Vale notar que a visão evolucionista amplia o escopo dessa ligação, pois considera que mudanças organizacionais podem facilitar a implantação de técnicas mais modernas de produção, além de considerar também o sentido inverso ressaltado pela visão convencional.

¹¹ Os autores não apresentam uma definição específica do que seria uma prática e citam como exemplo um programa de treinamento.

Dessa maneira um conceito de mudança organizacional pode ser entendido como uma extensão imediata desse arcabouço, baseada na quantificação dos componentes do vetor y que tiveram seus valores alterados em um determinado espaço de tempo. Essa definição formulada a partir do conceito de um conjunto de práticas nos parece ampla demais para ser estudada. Uma definição alternativa seria formulada a partir do conceito de conjunto de tarefas desempenhadas por pelo menos um trabalhador do estabelecimento. Segundo essa proposta, mudanças organizacionais estariam associadas ao surgimento ou à extinção dessas tarefas ao longo de um determinado espaço de tempo.

Nossa proposta para fins de mensuração é adaptar essa ideia substituindo o conceito de tarefas por ocupações¹². Sendo assim nossas medidas de mudanças organizacionais, a serem apresentadas e discutidas na próxima seção, são de fato medidas de mudanças na estrutura ocupacional. No restante desse capítulo estaremos supondo que captar mudanças na estrutura ocupacional é suficiente para captar mudanças na estrutura de tarefas empregadas e, portanto, suficiente também para captar mudanças organizacionais.

Note-se que essa base conceitual pode ser flexibilizada para fundamentar uma gama maior de medidas de mudança organizacional. Isso pode ser feito considerando que cada componente y_j indica não apenas se a prática é utilizada, mas também em que intensidade. Em termos práticos significa identificar mudanças organizacionais a partir de mudanças na intensidade do uso relativo das diversas tarefas ou ocupações empregadas num estabelecimento.

3.2. Base de dados utilizada

Todas as estatísticas calculadas nas próximas seções provêm dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego referentes ao período de 1994 a 2001. Os dados abrangem estabelecimentos do setor formal de todo o território nacional e todos os setores de atividade. No que tange ao presente estudo, foram excluídos da análise agricultura, construção, SIUP e administração pública. Mesmo com essa restrição, contamos com informações para cerca de dois milhões de estabelecimentos por ano.

Além da incomparável abrangência, a RAIS é uma fonte de informação preciosa por permitir explorar o caráter longitudinal dos dados tanto ao nível do estabelecimento como ao nível do trabalhador. Outra dimensão da RAIS a ser explorada neste estudo é a classificação detalhada sobre a ocupação em que cada trabalhador está empregado¹³.

A disponibilidade dessas informações numa mesma base de dados nos permite calcular o estoque de empregados em cada ocupação utilizada por cada

12 A primeira medida de mudança organizacional a ser proposta na próxima seção é baseada nessa adaptação.

13 A classificação usada é a CBO-94 com três dígitos. O período 1994 a 2001 foi delimitado justamente por alterações nessa classificação.

estabelecimento por diversos anos consecutivos. Esse cálculo constitui a base das nossas medidas de mudanças organizacionais, que serão apresentadas a seguir.

3.3. Medidas de mudança organizacional

Para fins de introduzir nossa notação, considere as seguintes medidas de criação (JC) e destruição (JD) de postos de trabalho em um estabelecimento p , no ano t .

$$JC_{p,t} = \sum_j (\Delta n_{p,j,t}) \cdot I(\Delta n_{p,j,t} > 0) / x_{p,t}$$

$$JD_{p,t} = \sum_j (|\Delta n_{p,j,t}|) \cdot I(\Delta n_{p,j,t} \leq 0) / x_{p,t}$$

Nas fórmulas acima, o índice j denota categoria ocupacional, enquanto n representa o nível de emprego em um momento específico e x o emprego médio entre dois momentos consecutivos. Note que um componente da criação (destruição) de postos de trabalho corresponde àqueles que foram criados (destruídos) em ocupações que não faziam parte (que foram extintas) da estrutura organizacional do estabelecimento. Esse componente pode ser definido como:

$$JC^*_{p,t} = \sum_j (\Delta n_{p,j,t}) \cdot I(\Delta n_{p,j,t} > 0, n_{p,j,t-1} = 0, n_{p,t-1} > 0) / x_{p,t}$$

$$JD^*_{p,t} = \sum_j (\Delta n_{p,j,t}) \cdot I(\Delta n_{p,j,t} \leq 0, n_{p,j,t} = 0, n_{p,t} > 0) / x_{p,t}$$

Finalmente nossas medidas de mudança organizacional podem ser apresentadas. A primeira delas é definida da seguinte maneira:

$$OC_{p,t}^1 = (JC^*_{p,t} + JD^*_{p,t}) / x_{p,t}$$

Na primeira definição contabiliza-se qualquer criação de postos de trabalho em ocupações que não estavam presentes no estabelecimento no ano anterior, bem como os postos das ocupações que deixaram de existir entre o ano anterior e o ano corrente. A conexão com o arcabouço conceitual da subseção 3.1 é evidente, visto que o surgimento ou extinção de ocupações é condição necessária para o cômputo de valores positivos. No entanto a medida não se limita à simples indicação de se houve ou não mudança, mas agrega a noção de intensidade das mudanças por meio do número de postos das ocupações que surgem ou são extintas.

A título de ilustração, considere o seguinte exemplo: suponha que uma lanchonete empregasse no início do ano um balconista especializado, um cozinheiro que também lavava louças, um gerente que também fazia o serviço de caixa (mas se classificava como gerente apenas) e outro gerente que também fazia o serviço de balconista nas horas de pico. Ou seja, a estrutura inicial nos dados da RAIS seria: um balconista, um cozinheiro e dois gerentes. No fim do ano a estrutura teria evoluído para três balconistas, um caixa, um cozinheiro, um auxiliar de cozinha (para lavar louças) e um único gerente. Nesse exemplo teríamos o seguinte resultado¹⁴:

14 Foram criados em $t + 1$ dois postos de trabalho em categorias não existentes em t (auxiliar de cozinha e caixa) e não foi destruído nenhum posto de trabalho em categoria ocupacional que tenha sido extinta (visto que todas as categorias empregadas em t permaneceram ativas em $t + 1$). Portanto temos: $OC_{p,t}^1 = (2 + 0) / [(4 + 7)/2]$.

$$OC_{p,t}^1 = 2 / 5,5$$

Essa medida apresenta duas limitações. Primeiro não se leva em consideração nenhuma reestruturação nas ocupações que continuam presentes. Por exemplo, suponha que um estabelecimento resolva realocar alguns trabalhadores do cargo de gerente de produção para o cargo de gerente financeiro, mantendo tudo mais constante. Isso indica que mais insumos produtivos foram alocados a uma atividade em detrimento de outra, o que poderia ser entendido como uma mudança na estrutura organizacional do estabelecimento.

Além disso, o surgimento de novas ocupações pode ser fruto de um problema de arredondamento associado a variações na escala de produção. Simplesmente a intensidade com que uma determinada tarefa é empregada ultrapassou um determinado nível crítico a partir do qual o estabelecimento resolve especializar um trabalhador nessa tarefa específica. Por exemplo, no estabelecimento hipotético mencionado acima ocorre esse fato com as tarefas associadas às ocupações de caixa e auxiliar de cozinha.

A segunda medida é definida abaixo:

$$OC_{p,t}^2 = \min\{JC_{p,t}; JD_{p,t}\} / x_{p,t}$$

Nessa medida é contabilizado o montante de criação ou destruição de postos de trabalho que excede aquele necessário para acomodar a variação da escala de produção, capturada na medida por meio da variação líquida do emprego¹⁵. Note-se que a medida compara o montante total de criação de postos de trabalho, seja em ocupações novas ou já existentes, com a contrapartida análoga para destruição de postos de trabalho. Recorrendo ao mesmo exemplo anterior para ilustrar o computo dessa medida, teríamos¹⁶:

$$OC_{p,t}^2 = 1 / 5,5$$

Essa medida visa contornar as limitações apontadas para a primeira medida. Por um lado é mais abrangente, justamente no sentido de contabilizar também reestruturações em ocupações que continuam presentes (como é o caso dos balconistas e gerentes no estabelecimento hipotético), o que tende a minimizar o primeiro dos problemas apontados para a medida anterior.

Por outro lado essa medida é mais restritiva, pois condiciona a existência de mudanças organizacionais a ajustes tanto positivos como negativos no número de postos de trabalho de distintas ocupações em um mesmo estabelecimento. Essa condição visa minimizar o segundo problema apontado na medida anterior. No nosso exemplo, pode-se considerar que a destruição de um posto de gerente não está

15 É fácil ver que $JC_{p,t} + JD_{p,t} - \Delta n_{p,t} = \min\{JC_{p,t}; JD_{p,t}\}$.

16 O total de postos criados entre t e $t + 1$ no estabelecimento hipotético foi de dois postos (ambos de balconista), enquanto o total de postos destruídos foi de um (de gerente). Logo temos: $OC_{p,t,2} = \min\{2;1\} / [(4+7)/2]$.

associada a uma menor escala de produção, visto que o montante de criação de postos em outras ocupações (balconistas) superou esse nível de destruição.

Ribeiro (2007) também usa essa medida de mudança organizacional, porém em outro contexto. O autor a usa para decompor o nível de rotatividade no mercado de trabalho em três componentes, sendo um deles a mudança organizacional.

Por fim a terceira medida segue abaixo:

$$OC_{p,t}^3 = \min\{JC_{p,t}^* ; JD_{p,t}^*\} / x_{p,t}$$

Essa é inequivocamente a mais restritiva de todas elas, pois condiciona a existência de mudanças organizacionais à criação de postos em ocupações novas combinadas com destruições em ocupações extintas num mesmo estabelecimento. Essa medida é nula no nosso exemplo pois, embora tenham sido criados postos em ocupações novas, não houve nenhuma ocupação extinta.

4. Análise exploratória

Nessa seção apresentaremos resultados descritivos a respeito do padrão das mudanças organizacionais nos estabelecimentos brasileiros. Visamos aqui apenas ilustrar em que tipo de estabelecimento esse processo é mais intenso e mais frequente, respectivamente. Tipo de estabelecimento, para os nossos propósitos, é dado por certas características usualmente relacionadas à tecnologia, cujas informações estão disponíveis na nossa base de dados. É bom frisar que não temos nenhuma intenção de identificar relações de causalidade por meio dos resultados desta seção, mesmo naqueles derivados de análise de regressão. Essa tarefa requer um embasamento teórico mais sólido, e portanto será objeto de outro capítulo.

A Tabela 1 nos fornece um breve sumário de como está distribuída cada uma das medidas de intensidade de mudanças organizacionais. Cada número dessa tabela, bem como nas demais a ser apresentadas, corresponde à média simples dos valores computados para a respectiva medida entre 1995 e 2001, não incluindo aqueles estabelecimentos que estão em seu primeiro ano de vida ou no último¹⁷.

TABELA 1
HISTOGRAMA DE MUDANÇAS ORGANIZACIONAIS

intervalos	OC1	OC2	OC3
0.0	54.8	67.6	82.6
(0;1]	40.2	26.5	13.4
(1;2]	5.0	6.0	3.9

Nota: elaborado a partir dos microdados da RAIS 1994-2001.

17 O primeiro período a ser computado foi 1995 porque as medidas referente a um ano t usam tanto dados de t como de $t-1$.

Em todas as medidas a maior parte das observações indica ausência de qualquer mudança organizacional (ver primeira linha)¹⁸. Como era de se esperar, essa concentração é maior ainda na terceira medida (OC3). É interessante notar que mudanças organizacionais são menos frequentes quando medidas por OC2 do que por OC1. As demais linhas dessa tabela nos informam as parcelas de observações com intensidades menores que o tamanho do estabelecimento no ano considerado, e com intensidade maiores, respectivamente. A maior concentração de mudanças organizacionais mais intensas está associada à medida OC2 e a menor concentração à medida OC3.

A Tabela 2 traz tanto os resultados agregados como aqueles desagregados por grandes setores de atividades. A primeira das medidas registra mudanças organizacionais da ordem de 16,9%. Ou seja, os postos de trabalho atingidos por esse fenômeno correspondem em média a praticamente 17% do total de postos. Embora não tenhamos evidências comparáveis para outros países, nos parece que tal magnitude pode ser considerada elevada. A segunda medida reforça essa impressão ao atingir 18,6%¹⁹. É interessante notar que embora a frequência fosse maior para a primeira medida, é a segunda medida que possui a maior média de intensidade. Já a terceira medida apresenta o menor valor de intensidade entre as três, 7,3%, tal como acontecia para frequência.

TABELA 2
MUDANÇAS ORGANIZACIONAIS (INTENSIDADE)

	OC 1	OC 2	OC 3
Agregado	16.9	18.6	7.3
Indústria	14.1	17.3	5.9
Comércio	22.0	21.4	9.6
Serviço	16.1	18.0	6.9

Nota: elaborado a partir dos microdados da RAIS 1994-2001.

¹⁸ Observação nesse caso corresponde a um estabelecimento em um ano.

¹⁹ O fato de esse número ser maior do que o registrado para a primeira medida significa que os ajustes simultâneos de emprego em direções opostas (criação e destruição) em diferentes ocupações são frequentes nos estabelecimentos brasileiros.

A análise por grandes setores de atividade revela que os números referentes ao comércio destoam daqueles obtidos para indústria e serviços. Enquanto esses dois últimos setores apresentam números ligeiramente abaixo da média, o setor de comércio supera consideravelmente a média, em particular na primeira medida alcançando 22%. Outra particularidade desse setor é ser o único onde o valor registrado para a primeira medida supera o da segunda. Ou seja, nos estabelecimentos comerciais as mudanças organizacionais são relativamente menos determinadas por realocação interna de postos entre ocupações e mais pelo surgimento (desuso) de ocupações novas (extintas).

Outras características do estabelecimento também relacionadas ao padrão tecnológico que podem ser objeto de análise são: tamanho do estabelecimento e idade. O fato de essas características serem altamente correlacionadas entre si, e também com o setor de atividade, nos motiva a analisá-las por meio de uma regressão, para que sejam controlados todos esses fatores simultaneamente²⁰. Construímos grupos de tamanho e faixas etárias e rodamos regressões do tipo Tobit com a seguinte especificação.

$$OC_{p,t}^* = \beta_0 + X_{p,t} \beta_1 + S_{p,t} \beta_2 + I_{p,t} \beta_3 + T_{p,t} \beta_4 + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

Como é de costume, o asterisco denota uma variável latente, não observada pelo analista. A variável que observamos, supostamente é definida por:

$$\begin{aligned} OC_{p,t} &= OC_{p,t}^* \text{ se } OC_{p,t}^* > 0 \\ &= 0 \text{ se } OC_{p,t}^* \leq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Isso equivale a dizer que estamos admitindo que a nossa variável de mudança organizacional é censurada à esquerda pelo valor zero. Esse procedimento se justifica pela alta concentração de observações com valor zero demonstrado na Tabela 1.

Com relação às variáveis explicativas, $X_{p,t}$, $S_{p,t}$, $I_{p,t}$ e $T_{p,t}$ representam respectivamente *dummies* de tamanho, setor de atividade, idade e ano. Os betas denotam os coeficientes a serem estimados, sendo de dimensão vetorial quando em negrito.

As regressões foram rodadas separadamente para três grupos de setores: indústria, comércio e serviços. Ao todo foram nove regressões, pois temos três medidas e três grupos de setores. Os resultados referentes a idade e tamanho do estabelecimento aparecem nas tabelas 3A a 3C. A diferença entre elas é a medida de mudança organizacional utilizada como variável dependente na regressão. Dentro de cada tabela o primeiro par de colunas mostra os valores estimados para os coeficientes e as respectivas estatísticas *t* para o grupo da indústria. Os demais pares de colunas repetem esse mesmo padrão para os outros dois agrupamentos setoriais.

20 Resultados tabulados separadamente para cada uma dessas características podem ser vistos em Corseuil (2008).

TABELA 3A
CORRELAÇÕES ENTRE MUDANÇAS ORGANIZACIONAIS X TAMANHO E IDADE – OC1

	Indústria		Comércio		Serviços	
	coef.	estat t	coef.	estat t	coef.	estat t
Intercepto	0.13	8.1	-0.03	-5.2	-0.03	-5.3
Tamanho (0,5)	-0.09	-30.0	-0.21	-45.0	-0.25	-67.4
Tamanho (5,10)	-0.02	-5.1	-0.03	-6.1	-0.16	-40.7
Tamanho (10,50)	0.02	5.0	-0.01	-1.5	-0.07	-17.5
Tamanho (50,250)	0.00	.	0.00	.	0.00	.
Tamanho (250,1000)	-0.04	-6.0	-0.01	-0.6	-0.01	-1.3
Tamanho>1000	-0.05	-3.2	-0.06	-0.6	-0.04	-2.2
Idade (2,3)	0.07	28.4	0.08	48.4	0.11	49.9
Idade (4,6)	0.00	.	0.00	.	0.00	.
Idade>6	-0.07	-33.1	-0.10	-60.7	-0.11	-56.0

Nota: resultados de uma regressão tobit onde também se inclui dummies de ano e setor de atividade

TABELA 3B
CORRELAÇÕES ENTRE MUDANÇAS ORGANIZACIONAIS X TAMANHO E IDADE – OC2

	Indústria		Comércio		Serviços	
	coef.	estat t	coef.	estat t	coef.	estat t
Intercepto	0.12	6.6	0.06	10.0	0.01	1.6
Tamanho (0,5)	-0.54	-148.7	-0.89	-160.2	-0.75	-175.0
Tamanho (5,10)	-0.31	-82.6	-0.43	-76.7	-0.40	-92.5
Tamanho (10,50)	-0.11	-31.6	-0.17	-30.2	-0.16	-37.3
Tamanho (50,250)	0.00	.	0.00	.	0.00	.
Tamanho (250,1000)	0.00	0.5	0.01	0.3	0.04	4.7
Tamanho>1000	-0.02	-1.2	-0.01	-0.1	0.03	1.2
Idade (2,3)	0.01	4.3	0.04	19.2	0.06	24.0
Idade (4,6)	0.00	.	0.00	.	0.00	.
Idade>6	-0.05	-20.1	-0.10	-44.8	-0.09	-39.0

Nota: resultados de uma regressão tobit onde também se inclui dummies de ano e setor de atividade

TABELA 3C
CORRELAÇÕES ENTRE MUDANÇAS ORGANIZACIONAIS X TAMANHO E IDADE – OC3

	Indústria		Comércio		Serviços	
	coef.	estat t	coef.	estat t	coef.	estat t
Intercepto	-0.34	-12.5	-0.78	-85.1	-0.68	-69.1
Tamanho (0,5)	-0.57	-110.1	-0.88	-102.2	-0.78	-118.6
Tamanho (5,10)	-0.53	-97.3	-0.65	-73.8	-0.73	-104.7
Tamanho (10,50)	-0.27	-53.2	-0.35	-40.0	-0.38	-55.9
Tamanho (50,250)	0.00	.	0.00	.	0.00	.
Tamanho (250,1000)	0.10	9.9	0.15	4.7	0.18	12.7
Tamanho >1000	0.12	5.0	0.23	1.5	0.21	6.7
Idade (2,3)	0.08	17.6	0.13	37.2	0.14	33.2
Idade (4,6)	0.00	.	0.00	.	0.00	.
Idade >6	-0.08	-21.3	-0.18	-52.5	-0.18	-46.7

Nota: resultados de uma regressão tobit onde também se inclui dummies de ano e setor de atividade.

A tendência geral nesses resultados é de uma relação negativa entre mudanças organizacionais de um lado e idade do outro. Isso vale para todas as nove combinações de setores de atividade e medidas de intensidade de mudança organizacional. Esse fato pode estar relacionado com um eventual processo de aprendizagem pelo qual passariam os estabelecimentos mais novos em relação à sua estrutura ocupacional ideal. Esse ponto será aprofundado no próximo capítulo.

No que diz respeito ao tamanho do estabelecimento, a relação dessa variável com mudanças organizacionais muda de acordo com a medida de intensidade utilizada. Na primeira medida temos um formato de U invertido, ou seja, maior tamanho está associado a mudanças mais intensas até um tamanho intermediário, a partir do qual a relação passa a ser negativa. Na segunda medida a relação passa a ser negativa apenas nas últimas categorias. Já na terceira medida a relação é positiva ao longo de todas as categorias de tamanho.

Essa diferença entre as medidas, no que diz respeito a relação com tamanho dos estabelecimentos, podem ser informativas sobre alguns componentes das medidas. Por exemplo, a diferença entre a primeira e a terceira medida nos sugere que o componente de mudança organizacional atribuído à variação na escala de produção deve ser relativamente menos intenso nos estabelecimentos de maior porte do que nos menores.

Já a diferença entre a segunda e a terceira medida indica uma menor intensidade na realocação de postos em categorias existentes por parte dos estabelecimentos maiores.

5. Identificação do grupo de teorias mais compatível com o caso brasileiro

5.1. Metodologia

O objetivo desta seção é testar qual agrupamento de arcabouços teóricos expostos na seção 2 acima parece ser o mais compatível com o padrão das medidas de mudanças organizacionais presente na base de dados analisada neste estudo. Sumarizando o principal ponto daquela seção para os fins desta seção, os dois grupos diferem no que diz respeito ao grau de heterogeneidade de medidas da intensidade de mudanças organizacionais implementadas entre estabelecimentos semelhantes.

Dessa forma a mensuração desse grau de heterogeneidade constitui o foco desta seção. A hipótese fundamental para esse fim é a de que somos capazes de identificar estabelecimentos semelhantes por meio das seguintes variáveis: setor de atividade, ano, idade e tamanho.

O grau de heterogeneidade em questão é então computado a partir da distribuição dos resíduos da regressão utilizada na seção anterior. Dessa forma, essa distribuição é determinada pelos componentes de mudanças organizacionais não explicados pelas variáveis listadas acima. Logo a sua dispersão indica em que medida as decisões de mudanças organizacionais são ou não homogêneas entre estabelecimentos similares. Uma pequena dispersão indicaria homogeneidade.

Uma vez tendo computado os resíduos para todas as observações, a próxima decisão passa a ser como sintetizar a informação a respeito da sua dispersão. Para isso utilizaremos dois indicadores: o desvio padrão e a distância entre os valores referentes ao nonagésimo e ao décimo percentil da distribuição.

O último passo do nosso teste depende de um julgamento de valor a respeito dos valores computados para a dispersão dos resíduos. Basicamente temos de nos posicionar se estes são grandes ou pequenos. Para balizar esse julgamento faremos uma comparação com os mesmos indicadores de dispersão aplicados às próprias medidas de mudança organizacional. Quanto mais próximos forem os valores da dispersão dos resíduos relativos aos valores da dispersão da variável dependente, maior o grau de heterogeneidade entre estabelecimentos similares nas decisões sobre mudanças organizacionais.

Idealmente deveríamos comparar a dispersão de OC^* , definido em (1), com a dispersão de ϵ^{tb} , definido a seguir.

$$\varepsilon_{p,t}^{tb} = OC_{p,t}^* - (\beta_0^{tb} + X_{p,t} \cdot \beta_1^{tb} + S_{p,t} \cdot \beta_2^{tb} + I_{p,t} \cdot \beta_3^{tb} + T_{p,t} \cdot \beta_4^{tb}) = OC_{p,t}^* - OC_{p,t}^{tb}$$

onde o sobrescrito “tb” denota estimativas provenientes da regressão tipo Tobit, utilizadas na seção anterior. Como já foi dito anteriormente, não observamos OC^* , e portanto somos obrigados a inferir a sua dispersão a partir da dispersão de OC . No entanto a expressão (2) mostra claramente que a variável OC tem dispersão necessariamente menor do que OC^* , devido às observações que são levadas a zero. Esse fato teria consequências também para a dispersão de ε^{tb} . A fim de contornar esse problema alteramos os valores dessas variáveis da seguinte forma:

$$\begin{aligned} OC'_{p,t} &= OC_{p,t} \text{ se } OC_{p,t}^* > 0 \\ &= OC_{p,t}^{tb} \text{ se } OC_{p,t}^* \leq 0 \end{aligned}$$

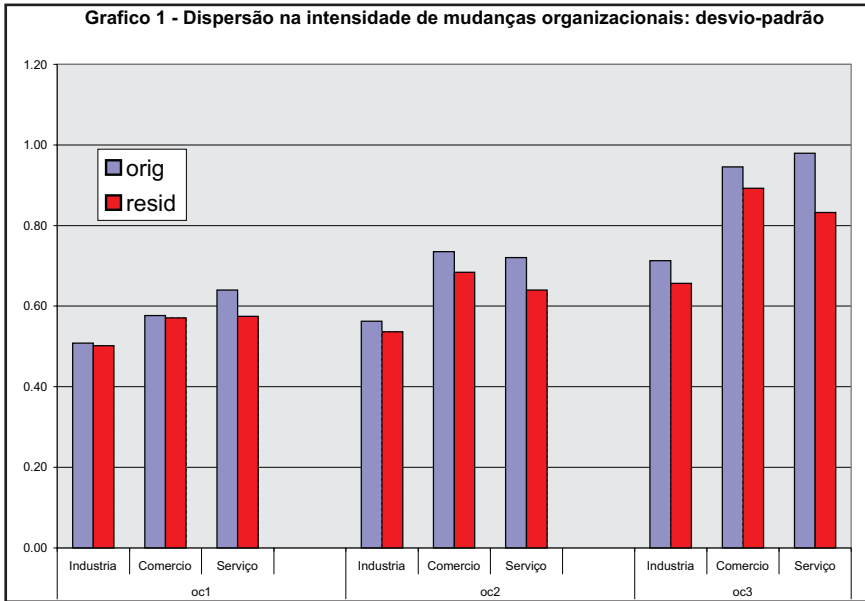
$$\begin{aligned} \varepsilon'_{p,t} &= \varepsilon_{p,t}^{tb} \text{ se } OC_{p,t}^* > 0 \\ &= 0 \text{ se } OC_{p,t}^* \leq 0 \end{aligned}$$

O método, portanto consiste em comparar a dispersão na distribuição de OC' com aquela na distribuição de ε' .

5.2. Resultados

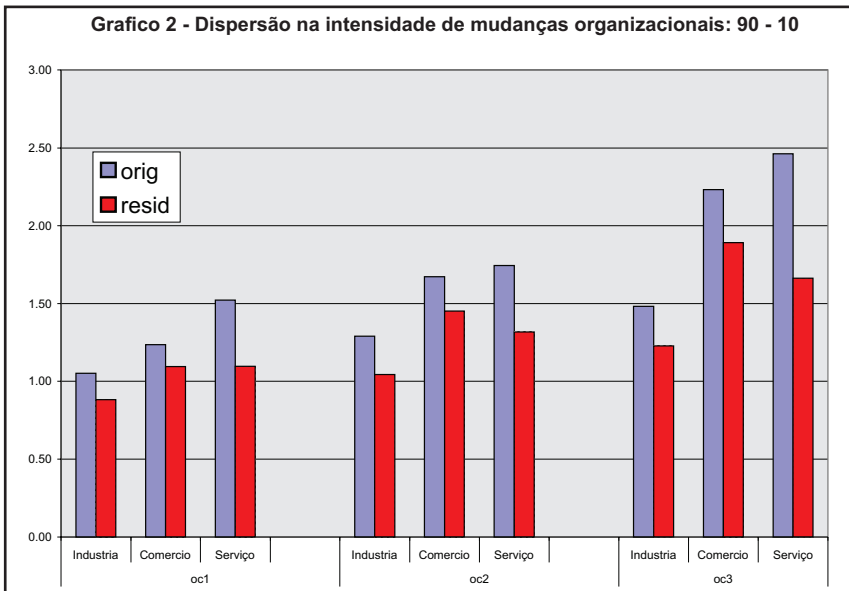
O gráfico 1 mostra essa comparação de valores para o caso do desvio padrão de cada uma das nove combinações envolvendo agrupamento de setor de atividade e medida de mudança organizacional. O desvio padrão referente à distribuição dos resíduos aparece nas colunas riscadas do gráfico 1. As colunas cheias desse mesmo gráfico mostram os valores do desvio padrão das distribuições das medidas de mudança organizacional.

Podemos notar que os resultados apontam na direção de majorar a importância da heterogeneidade intragrupos, uma vez que os valores para o desvio padrão das duas distribuições tendem a estar muito próximos para cada uma das combinações de agrupamento de setor e medida de mudança organizacional.



A título de informação podemos notar que tanto o agrupamento de serviços tende a mostrar uma disparidade maior que a dos outros, em todas as três medidas de mudança organizacional. O mesmo vale para a medida OC3 em relação às outras duas, para todos os agrupamentos, de tal forma que a maior disparidade aparece no caso específico dessa medida combinada com o agrupamento serviços. Ainda assim estamos falando de uma redução de apenas 15% (de 0,98 para 0,83) no valor do desvio padrão quando passamos da distribuição de OC3 para a do seu respectivo resíduo.

O gráfico 2 foi construído de maneira análoga ao gráfico anterior. A única mudança consiste na substituição do desvio padrão pela diferença entre o nonagésimo e o décimo percentil (90-10) como indicador sintético de dispersão. Podemos notar que o padrão destacado acima entre as combinações de medidas de mudança organizacional e agrupamentos de setor se repete nesse gráfico, ou seja, maiores discrepâncias nos casos onde se usa OC3 e/ou se restringem ao agrupamento de serviços. No entanto é notório observar que de forma geral há uma maior disparidade na dispersão da variável dependente do que do respectivo resíduo quando medimos essa dispersão pelo indicador 90-10 do que pelo desvio padrão.



6. Conclusão

Neste capítulo encontramos algumas evidências para os estabelecimentos brasileiros favoráveis a tese de que as mudanças organizacionais seriam motivadas por elementos idiossincráticos em detrimento de elementos comuns a um grupo de firmas similares tais como disponibilidade de tecnologias mais modernas. Nossas evidências apontam que estabelecimentos semelhantes em termos de idade e tamanho, em atividade em um mesmo setor de atividade e em um mesmo ano experimentam níveis bastante heterogêneos de mudanças organizacionais. Esses resultados motivam a busca por um arcabouço teórico específico dentro daqueles compatíveis com a heterogeneidade mencionada.

Além disso o capítulo traz como contribuição adicional três medidas de mudanças organizacionais, que não indicam apenas a implementação de alguma mudança, mas também a intensidade desse processo. Por fim apresentamos uma rápida descrição de como essas medidas variam de acordo com algumas características dos estabelecimentos. Esse exercício revelou que a idade tende a estar negativamente correlacionada com a intensidade das mudanças organizacionais. Já a relação com o tamanho do estabelecimento é positiva para os de menor tamanho, e com um padrão que varia conforme a medida utilizada para os de maior tamanho.

7. Referências bibliográficas

- ATHEY, Susan e STERN, Scott (1998) An Empirical Framework for Testing Theories About Complementarity in Organizational Design NBER Working Paper 6600.
- BARNETT, William e BURGELMAN, Robert (1996) Evolutionary Perspectives on Strategy. *Strategic Management Journal*, v.17, pp.5-19.
- BORGHANS, Lex e ter WEEL, Bas (2006) The Division of Labour, Worker Organization, and Technological Change. *The Economic Journal*, v.116, pp. F45-72.
- BRYNJOLFSSON, Erik e HITT, Lorin (2000) Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance. *Journal of Economic Perspective*, v.14, n.4, pp.23-48.
- BRYNJOLFSSON, Erik; HITT, Lorin; e YANG, Shinkyu (2002) Intangible Assets: Computers and Organizational Capital. *Brookings Paper of Economic Activity*.
- CORSEUIL, Carlos Henrique (2008) Uma Análise Exploratória Sobre Mudanças Organizacionais Nas Empresas Brasileiras. Em IPEA, *Boletim Mercado de Trabalho Conjuntura e Análise*, n. 35.
- CRESPI, Gustavo; CRISCUOLO, Chiara; e HASKEL, Jonathan (2007) Information Technology, Organisational Change and Productivity. *CEPR Discussion Paper* n. 6105.
- LANT, Theresa; e MEZIAS, Stephen (1990) Managing Discontinuous Change: a Simulation Study of Organizational Learning and Entrepreneurship. *Strategic Management Journal*, v.11, pp.147-179.
- LINDBECK, Assar; e SNOWER, Dennis (2000) Multitask Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization. *Journal of Labor Economics*, v.18, n.3, pp. 353-376.
- LOASBY, Brian (1998) The Organization of Capabilities. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v.35, pp.139-160.
- NELSON, Richard (1991) Why do Firms Differ and How Does it Matter? *Strategic Management Journal*, v.12, pp.61-74.
- NETO, Mário S.; e FILHO, Edmundo, E. (2000) Estrutura Organizacional e Equipes De Trabalho: Estudo da Mudança Organizacional em Quatro Grandes Empresas Industriais *Gestão & Produção* v.7, n.2, p. 136-145.
- OSTERMAN, Paul (2000) Work Reorganization in an Era of Restructuring: Trends in Diffusion and Effects in Employee Welfare. *Industrial and Labor Relation Review*, v. 53, n.2, p.179-196.
- PINHEIRO DA SILVEIRA, Marco Antonio; e DINIZ, Eduardo Henrique (2002) Relação entre mudança organizacional e implantação de Sistemas de Informações: um estudo no setor de autopeças. *Gestão & Produção* v.9 n.3 p. 397-410.
- RIBEIRO, Eduardo (2007) Fluxos De Empregos, Fluxos De Trabalhadores E Fluxos De Postos De Trabalhos No Brasil. Texto apresentado no XXXV Encontro Nacional de Economia, disponível em http://www.anpec.org.br/encontro_2007.htm#trabalhos
- RICHARDSON, George (1972) The Organization of Industry. *The Economic Journal*, v.82, pp.883-896.

UMA ABORDAGEM ALTERNATIVA SOBRE MUDANÇAS ORGANIZACIONAIS

Carlos Henrique Corseuil^{1*}

1. Motivação

No capítulo anterior encontramos evidências preliminares que podem auxiliar na identificação dos determinantes das mudanças organizacionais. O principal resultado nesse sentido aponta para um elevado grau de heterogeneidade entre estabelecimentos similares nas decisões sobre mudanças organizacionais. Esse resultado relativiza a visão dominante entre os economistas de que o progresso tecnológico seria a principal força motriz das mudanças organizacionais, visto que esse processo tende a afetar de forma homogênea aqueles estabelecimentos em um mesmo mercado.

Dessa forma torna-se necessário um arcabouço teórico alternativo para explicar esses novos resultados observados para mudanças organizacionais. Essa vem a ser justamente a principal contribuição deste capítulo. Propomos uma formulação específica dentro da classe de arcabouços que concede a incerteza sobre a eficiência de uma dada estrutura organizacional e, ao respectivo processo de aprendizado por parte da firma, um papel fundamental nas decisões sobre mudanças organizacionais. A classe em questão também é motivada por outro resultado que aparece de forma bastante robusta no capítulo anterior, qual seja, uma relação negativa entre idade do estabelecimento e mudança organizacional. O fato das incertezas serem maiores nos primeiros anos de vida dos estabelecimentos torna essa relação compatível com o argumento mencionado acima.

Nossa formulação é fortemente influenciada pelo arcabouço de Ericson e Pakes (1995), onde as firmas decidem sob incerteza a respeito de um investimento exploratório que contribui para determinar a eficiência futura do estabelecimento. Nossa proposta consiste em adaptar tal arcabouço especificando a mudança organizacional como sendo a ação estratégica cujos efeitos são incertos.

1 * Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Para checar a validade dessa abordagem alternativa testamos alguns pressupostos desse arcabouço. Os testes se referem às relações envolvendo eficiência e mudanças organizacionais ao nível do estabelecimento. Nossos resultados validam as hipóteses testadas, o que interpretamos como uma evidência de que o arcabouço proposto é adequado para a análise do processo de mudança organizacional, o que por sua vez significa apontar para a incerteza e o aprendizado a respeito da eficiência de uma estrutura organizacional como um fator determinante desse processo.

Cabe ressaltar que não pretendemos eleger esse fator como o único relevante. Existem resultados disponíveis na literatura validando outros fatores, com destaque para o progresso técnico associado ao desenvolvimento da tecnologia de informação (ver a resenha de Brynjolfson e Hitt, 2000, e algumas contribuições mais recentes tais como a de Borgans e Ter Weels, 2006, ou a de Crespi et alli, 2007). Nossa intenção é mostrar que o leque de opções a serem consideradas como fatores determinantes das mudanças organizacionais não deve se restringir ao progresso técnico.

O restante do artigo aprofunda os fatos mencionados nessa introdução obedecendo a mesma estrutura aqui exposta. Começamos expondo o arcabouço proposto para explicar mudanças organizacionais de forma compatível com as evidências empíricas comentadas acima. Em seguida faremos uma breve explanação sobre a base de dados utilizada e alguns aspectos conceituais relacionados às principais variáveis a serem utilizadas nos exercícios empíricos. Por fim passamos aos aspectos metodológicos relacionados aos testes que implementaremos e descrevemos os seus resultados. Uma última seção traz um sumário dos principais resultados e conclui o artigo.

2. Uma abordagem alternativa

O objetivo desta seção é propor um arcabouço alternativo para explicar o processo de mudanças organizacionais de forma compatível com as evidências do capítulo anterior mencionadas na seção anterior. Dividiremos nossa exposição em duas etapas, visto que a nossa proposta é derivada de um arcabouço desenvolvido para explicar outro fenômeno. Primeiro faremos uma breve exposição sobre esse arcabouço original e, em seguida, explicitaremos nossa proposta de como adaptá-lo para tratar do nosso tema.

2.1. O arcabouço original de aprendizado ativo

A motivação principal de Ericson e Pakes (1995) é tentar explicar os fatos estilizados associados à dinâmica das firmas. Em particular os autores buscam uma forma de racionalizar a heterogeneidade na performance observada entre firmas similares: num mesmo instante enquanto algumas expandem suas atividades, outras contraem e algumas inclusive deixam de operar.

Os autores formulam então um arcabouço teórico compatível com esse fato, onde a força motriz dessa dinâmica ao nível da firma é uma decisão estratégica de investimento sob incerteza. Além de modelar o processo decisório das firmas, os autores provam a existência de um equilíbrio decorrente dessas decisões. Privilegiando a intuição econômica podemos formular o modelo de forma bem resumida da maneira² a seguir.

Supõe-se que no início de cada período a firma não conhece o seu atual nível de eficiência produtiva. Ela aprende entre o final do período corrente e o início do período subsequente quando ela deve tomar algumas decisões a serem comentadas mais adiante. O nível de eficiência pode ser influenciado por um esforço por parte da firma expresso no modelo como um investimento exploratório. A relação entre o nível de investimento e a evolução da eficiência é afetada por um componente de incerteza. Sobre os benefícios do investimento na evolução da eficiência produtiva, o modelo assume o seguinte:

- maiores níveis de investimento tendem a aumentar a eficiência;
- em caso de haver investimento, a incerteza sobre a eficiência no período subsequente é maior do que no caso de não haver investimento.

A decisão sobre o investimento não é trivial, uma vez que se associa um custo positivamente relacionado ao nível de investimento. A decisão então será tomada no início de cada período a partir da comparação da expectativa de melhora de eficiência com os custos associados a isso, dada a informação disponível sobre a eficiência no período anterior³.

Em equilíbrio, a política ótima da firma é realizar o investimento quando a eficiência estiver numa faixa intermediária e não investir quando estiver ou acima ou um pouco abaixo dessa faixa⁴. A intuição de não investir quando a eficiência é relativamente alta é simples. Dado que existe um limite superior para o nível de eficiência, os ganhos esperados no caso de investimentos em firmas já altamente eficientes serão baixos comparados aos custos. Já no caso de uma firma com nível de eficiência abaixo da faixa mencionada, a decisão de não investir se justifica pelo fato dessa firma estar relativamente perto do nível crítico abaixo do qual a decisão ótima é fechar as portas. Portanto nessas condições um investimento malsucedido traria provavelmente o pior resultado possível (falência).

Empiricamente o modelo é muito bem sucedido no que diz respeito às suas previsões testáveis. Diferentes autores ressaltam diversos fatos estilizados relacionados à dinâmica das firmas que corroboram essas previsões. Ver a esse respeito as resenhas

² Essa exposição foi influenciada por aquela reportada em Pakes e Ericson (1998), onde o modelo original é simplificado.

³ No arcabouço de Ericson e Pakes, as firmas também tomam outras duas decisões, a saber: i) decidem se continuam operando ou encerram suas atividades, e ii) decidem sobre o nível de produção (ou emprego). No presente artigo abstrairmos dessas decisões.

⁴ Quando estiver muito abaixo da faixa, a política ótima é encerrar as atividades.

de Sutton (1997), Caves (1998), Davis e Haltiwanger (1999) e Bartelsman e Doms (2000). No entanto a maioria das hipóteses desse modelo não foi testada. Na próxima seção, além de adaptar o modelo para explicar mudança organizacional também vou sugerir testes para duas hipóteses envolvendo a relação entre eficiência e mudanças organizacionais.

2.2. Uma proposta de adaptação para explicar mudanças organizacionais

Faremos a seguir uma proposta de adaptação do arcabouço proposto por Ericson e Pakes (1995) e exposto resumidamente acima. A principal novidade a ser introduzida é uma reinterpretação da ação tomada pelas firmas com vistas a melhorar a sua eficiência produtiva. Nossa principal proposta nesse sentido é supor que mudanças organizacionais fazem o papel do investimento exploratório no arcabouço original de Ericson e Pakes (1995).

Dessa forma, o elemento fundamental a ser considerado é a incerteza referente à eficiência da estrutura organizacional em vigor na firma. Supõe-se que de início a firma não conhece a eficiência da sua estrutura organizacional. Ela aprende um período após a implantação e decide sobre uma possível mudança, cuja implementação será custosa e trará resultados incertos.

A decisão sobre mudança organizacional será tomada então a partir da comparação da expectativa de melhora de eficiência com os custos associados a isso. Mais do que simplesmente decidir entre mudar ou não a estrutura organizacional, a firma deve decidir sobre a intensidade dessa mudança, que guarda uma relação direta com os respectivos custos.

Nesse contexto as hipóteses a serem testadas correspondem às seguintes relações entre intensidade da mudança organizacional e eficiência produtiva:

- mudanças mais intensas tendem a aumentar a eficiência;
- em caso de mudança organizacional a incerteza sobre a eficiência no período subsequente é maior do que no caso de não haver mudança organizacional.

3. Conceitos e resultados descritivos

3.1. Medidas e fontes de informação

Note-se que em posse de uma medida da intensidade das mudanças organizacionais e outra de eficiência do estabelecimento podemos testar as hipóteses mencionadas acima, envolvendo essas variáveis. Antes de entrar em detalhes sobre as relações a serem testadas, descreveremos a seguir a metodologia referente a mensuração dessas variáveis.

Serão usadas as três medidas de mudanças organizacionais (OC¹ a OC³) definidas no capítulo anterior. Para o cômputo dessas medidas usamos a RAIS como fonte primária de informações. Com relação à eficiência, nossa medida consiste no valor adicionado da produção normalizado pelo número de trabalhadores. Para o cômputo dessa medida usamos como fontes primárias tanto a Pesquisa Industrial Anual (PIA), do IBGE, como a RAIS. A primeira fonte fornece as informações necessárias para o cômputo do valor agregado por estabelecimento, permitindo identificar os componentes operacionais tanto de custos como da receita⁵.

A tabela 1 nos traz algumas informações básicas a respeito da distribuição dessa variável na nossa amostra. A média de valor adicionado por trabalhador é de R\$ 23.553,22 por ano. Note que a mediana (R\$ 2.912,93) da distribuição é bem menor que a média, o que indica uma distribuição concentrada em valores pequenos, mas com alguns valores muito altos que puxam a média para cima. Esse panorama é confirmado pelos valores reportados para o primeiro quartil, terceiro quartil, e nono decil que vêm a ser 0, 11.212,10 e R\$ 30.550,68 respectivamente. Isso mostra que, por um lado, mais de 25% da amostra reporta a medida de performance entre zero e três mil reais e, por outro lado, apenas 15% da amostra ocupa um intervalo de quase 20 mil reais entre o terceiro quartil e o nono decil. Apenas a título de curiosidade vale notar que 25% da amostra apresentam valor adicionado negativo ou nulo.

TABELA 1
DISTRIBUIÇÃO DO VALOR ADICIONADO

Média	Mediana	1º quartil	3º quartil	9º decil
23552.22	2912.93	0	11212.1	30550.68

Como os estabelecimentos são identificados por meio do mesmo código numérico em ambas as fontes de informação, construímos um banco de dados juntando as informações dos estabelecimentos que aparecem simultaneamente nas duas fontes ao menos uma vez entre os anos de 1996 e 2001⁶. Esse processo determina uma amostra de 279.408 observações (estabelecimentos X número de aparições ao longo dos anos). Vale lembrar que o nosso banco herda as limitações da PIA em termos de cobertura. Grosso modo a PIA cobre estabelecimentos integrantes de firmas na indústria, que são selecionados probabilisticamente quando o número de empregados for menor que 30.

⁵ Ver maiores detalhes desse procedimento no apêndice.

⁶ Normalmente os estudos que combinam RAIS e PIA o fazem ao nível da firma (usando os oito primeiros dígitos do código identificador). Gostaríamos de frisar que no nosso caso fizemos a combinação ao nível do estabelecimento usando os 12 primeiros dígitos do código identificador.

4. Metodologia e resultados dos testes

4.1. Especificação do modelo empírico e estratégia de estimação

Nessa seção testaremos os pressupostos do modelo teórico relacionados à distribuição bivariada de mudanças organizacionais e eficiência. Faremos isso a partir de um modelo empírico que representa os determinantes da eficiência, combinando os elementos apontados pelo modelo teórico com controles sugeridos pela literatura.

O modelo teórico afirma que uma vez revelado o nível de eficiência, a firma decide sobre a intensidade da mudança organizacional, que por sua vez afetará o nível de eficiência subsequente. Para ser mais preciso, temos uma relação entre, de um lado mudança organizacional no período anterior e, de outro, tanto o valor esperado quanto dispersão do nível de eficiência, condicionado a um dado valor do nível de eficiência do período anterior. Esse argumento sugere um modelo empírico com a seguinte estrutura:

$$T(S_{p,t}) = \beta \cdot OC_{p,t-1} + \delta \cdot S_{p,t-1} + \varepsilon_{p,t}$$

Onde $S_{p,t}$ representa o nível de eficiência (valor adicionado) do estabelecimento p no ano t , e $T(.)$ denota uma transformação dessa variável. Quando estivermos interessados na relação com a dispersão do nível de eficiência a transformação aplicada será o valor absoluto ($T(.) = | \cdot |$). Quando estivermos interessados na relação com o nível de eficiência, a transformação aplicada será a identidade ($T(.) = \cdot$), o que é equivalente a trabalharmos com a própria variável e não aplicarmos nenhuma transformação.

No entanto a literatura empírica sobre dinâmica da firma atenta para outros determinantes na determinação de performance, sendo idade e tamanho dos estabelecimentos os principais. A omissão desses fatores no nosso modelo empírico poderia viesar nossa estimativa de β , dada a correlação existente entre esses fatores e as medidas de mudança organizacional (ver no capítulo anterior).

Por fim os seguintes controles foram adicionados: efeito fixo do estabelecimento, setor de atividade e ano. O primeiro tenta captar características não mensuráveis do estabelecimentos e invariantes no tempo que influenciam tanto as decisões de mudanças organizacionais como a performance. Um exemplo desse tipo de característica é o estilo gerencial do estabelecimento. Podemos ter alguns casos onde é feito um maior esforço para detectar estruturas organizacionais ineficientes e também para produzir de forma eficiente. Os últimos controles mencionados procuram apenas garantir a homogeneidade dos estabelecimentos, no que se refere ao acesso à tecnologia.

Esses argumentos sugerem a seguinte especificação para o nosso modelo empírico:

$$T(S_{p,t}) = \beta \cdot OC_{p,t-1} + \delta \cdot S_{p,t-1} + \mathbf{X}_{p,t}' \cdot \boldsymbol{\gamma} + \alpha_p + \varepsilon_{p,t}$$

$\mathbf{X}_{p,t}'$ representa um vetor com as seguintes variáveis de controle: tamanho, idade, ano e setor de atividade. Com relação ao tamanho, usamos a média entre t e $t-1$ tal como em outros estudos empíricos sobre dinâmica das firmas. Com exceção dessa variável de tamanho, todas as demais variáveis de controle são definidas em forma de *dummy*⁷. Por fim α_p representa um efeito fixo do estabelecimento.

Note-se que nesse modelo temos a variável dependente defasada entre as explicativas e um painel curto na dimensão temporal. É sabido que os estimadores normalmente empregados para modelos com efeito fixo apresentam problemas de inconsistência nessas condições. Basicamente, esses estimadores fazem uma das seguintes transformações no modelo para eliminar o efeito fixo: primeiras diferenças ou diferença em relação às médias individuais. No entanto ao eliminar o efeito fixo, introduz-se um problema de endogeneidade, visto que o termo correspondente a $S_{p,t-1}$ na equação transformada passa a ser correlacionado com o termo correspondente ao erro⁸.

Dessa forma aplicamos o procedimento de Arellano e Bond (1991) para estimar o modelo em primeiras diferenças. Esse procedimento é derivado do arcabouço do método dos momentos generalizados (GMM) com uso das observações defasadas das variáveis endógenas como instrumentos.

Assim o nosso modelo empírico passa a ser definido da seguinte forma:

$$\Delta T(S_{p,t}) = \beta \cdot \Delta OC_{p,t-1} + \delta \cdot \Delta S_{p,t-1} + \Delta \mathbf{X}_{p,t}' \cdot \boldsymbol{\gamma} + \Delta \varepsilon_{p,t}$$

O que difere o procedimento de Arellano e Bond (1991) do GMM é o fato do número de instrumentos variar de acordo com o número de defasagens disponíveis para cada observação no primeiro método⁹. Na estimação dos parâmetros do modelo acima usamos $\Delta S_{p,t-2}$ a $\Delta S_{p,1997}$ como instrumentos para $\Delta S_{p,t-1}$. Esse procedimento restringe nossa amostra para os estabelecimentos em atividade, e com ao menos 3 anos de idade, em ao menos um ano do período compreendido entre 1999 e 2001¹⁰.

7 No caso da idade foram construídas três categorias: mais de 6 anos, entre 4 e 6 anos, e menos de 4 anos. Esta última na verdade se restringe a 3 anos de idade, pois os estabelecimentos mais novos são retirados da amostra em decorrência da nossa estratégia de estimação a ser comentada a seguir.

8 Nickel (1981) é a referência padrão sobre esse tópico, que também já consta nos manuais modernos de (micro)econometria.

9 Por exemplo vamos comparar uma observação referente ao ano de 1999 com outra referente ao ano de 2001. No primeiro caso $\Delta S_{p,t} = \Delta S_{p,1999} = (S_{p,1999} - S_{p,1998})$. Por sua vez $\Delta S_{p,t-1}$ se refere a $(S_{p,1998} - S_{p,1997})$ e, portanto, só dispomos de $\Delta S_{p,1997}$ como potencial instrumento. Já no segundo caso $S_{p,t}$ se refere a $(S_{p,2001} - S_{p,1999})$ e, portanto, dispomos de $\Delta S_{p,1997}$, $\Delta S_{p,1998}$ e $\Delta S_{p,1999}$ como potenciais instrumentos. A definição entre os potenciais instrumentos daqueles que serão efetivamente utilizados depende de hipóteses sobre autocorrelação serial do erro. No caso do nosso exercício essa hipótese será detalhada no apêndice.

10 No apêndice mencionamos um cuidado necessário para o tratamento dos estabelecimentos que morrem nesse período.

4.2. Relação entre mudança organizacional em t-1 e valor esperado do nível de eficiência em t

O primeiro pressuposto do modelo a ser testado estabelece uma relação entre mudanças organizacionais e nível de eficiência, logo a especificação exata do modelo estimado seria a seguinte:

$$\Delta S_{p,t} = \beta_1 \cdot \Delta OC_{p,t-1} + \delta_1 \cdot \Delta S_{p,t-1} + \Delta X'_{p,t} \cdot \gamma_1 + \Delta \varepsilon_{p,t}$$

A hipótese a ser testada é a de que o valor estimado para β_1 deve ser positivo¹¹. Ou seja, partindo de um mesmo nível de eficiência no período anterior e mantendo constantes as demais características usadas como controle, mudanças organizacionais mais intensas devem estar associadas a níveis maiores de eficiência.

A tabela 2 traz os valores estimados para β_1 , δ_1 e os componentes de γ_1 relacionados a tamanho e idade. Os resultados estão divididos em três blocos de acordo com a variável utilizada para medir mudança organizacional (OC1, OC2, ou OC3). Além dos coeficientes mencionados, cada bloco de resultados traz ainda os respectivos valores limítrofes de nível de significância necessários para rejeitar a hipótese nula que associa valor zero para esses coeficientes. Vale ressaltar que esses valores dependem daqueles estimados para o desvio padrão dos respectivos coeficientes. Tomamos o cuidado de estimar esses desvios padrões de forma robusta a resíduos heteroscedásticos.

TABELA 2
REGRESSÕES COM OS DETERMINANTES DO VALOR ESPERADO DA PERFORMANCE

	Coefficient	P > z	Coefficient	P > z	Coefficient	P > z
	OC1		OC 2		OC3	
OC (β_1)	4769274	0.040	5546733	0.027	1661094	0.075
S_{-1}	-0.087	0.088	-0.089	0.084	-0.088	0.084
4 ou 5 anos	127844	0.001	112540	0.001	112771	0.001
>= 6 anos	237563	0.000	220396	0.000	219023	0.000
tamanho	-369536	0.015	-4023189	0.014	-3735722	0.015

Nota 1: inclui dummies de ano e setor de atividade.

Nota 2: método Arellano e Bond (1991).

No que diz respeito à hipótese sendo testada, podemos notar que o valor estimado para β é positivo e estatisticamente distinto de zero, ao nível de significância

11 Usamos o subscrito 1 para diferenciar os coeficientes estimados nesta seção daqueles a serem apresentados na próxima.

de 10% para todas as medidas e de 5% para OC1 e OC2¹². Portanto encontramos evidência de que mudanças organizacionais mais intensas tendem a melhorar o nível de performance no período subsequente, o que interpretamos como uma evidência a favor de uma das hipóteses do nosso arcabouço teórico.

Com relação às demais variáveis reportadas na tabela, temos uma associação positiva entre idade e performance e uma negativa entre tamanho e performance. Os respectivos coeficientes mostram-se estatisticamente diferentes de zero aos níveis convencionais de significância estatística, o que não ocorre com aquele referente à relação entre performance no ano anterior e no ano corrente. Como foi mencionado anteriormente essas variáveis entram apenas como controle e portanto não pretendemos analisar esses resultados em detalhe.

Relação entre mudança organizacional em t-1 e dispersão do nível de eficiência em t

O segundo pressuposto do modelo a ser testado estabelece uma relação entre mudanças organizacionais e dispersão do nível de eficiência, logo a especificação exata do modelo estimado seria a seguinte:

$$|\Delta S_{p,t}| = \beta_2 \cdot \Delta OC_{p,t-1} + \delta_2 \cdot \Delta S_{p,t-1} + \Delta X'_{p,t} \cdot \gamma_2 + \Delta \epsilon_{p,t}$$

A hipótese a ser testada é a de que o valor estimado para β_2 deve ser positivo. Ou seja, partindo de um mesmo nível de eficiência no período anterior e mantendo constantes as demais características usadas como controle, mudanças organizacionais mais intensas devem estar associadas a maiores variações no nível de eficiência, sejam elas positivas ou negativas.

Cabe frisar que o valor positivo estimado para β_1 na seção anterior não necessariamente implica em valores positivos para nossa estimativa de β_2 . Por exemplo, se os estabelecimentos com valores baixos para OC tiverem valores negativos de grande magnitude para S, poderíamos estimar valores positivos para β_1 e negativo para β_2 .

A tabela 3 traz os valores estimados para β_2 , δ_2 e os componentes de γ_2 relacionados a tamanho e idade. Essa tabela traz ainda os respectivos valores limítrofes de nível de significância necessários para rejeitar a hipótese nula que associa valor zero para esses coeficientes. Os mesmos cuidados mencionados na seção anterior para a estimativa do desvio padrão valem também para as estimativas desta seção.

12 A magnitude aparentemente elevada do coeficiente se deve à diferença na dispersão das variáveis. Na nossa variável de performance os valores referentes ao percentil 10 correspondem a algo entre -70 e -80 mil R\$/ano. Já os referentes ao percentil 90, correspondem a algo entre 4 e 6 milhões. Na variável de mudanças organizacionais, o valor mínimo é zero e o valor máximo é 2.

TABELA 3
REGRESSÕES COM OS DETERMINANTES DA VOLATILIDADE DA PERFORMANCE

	Coefficient	P > z	Coefficient	P > z	Coefficient	P > z
	OC 1		OC 2		OC 3	
OC (β_1)	4765378	0.040	5546655	0.027	1661107	0.075
S_{-1}	-0.087	0.089	-0.089	0.084	-0.088	0.084
4 ou 5 anos	130044	0.000	114748	0.001	114979	0.000
>= 6 anos	240687	0.000	223529	0.000	222156	0.000
tamanho	-3691817	0.015	-4019574	0.014	-3735722	0.015

Nota 1: inclui dummies de ano e setor de atividade.

Nota 2: método Arellano e Bond (1991).

Podemos notar que a análise qualitativa desses resultados são bem semelhantes aos da tabela anterior. Em particular as estimativas referentes a β_2 também são positivas e estatisticamente distintas de zero aos níveis de confiança mencionados anteriormente para cada medida de performance. Esse fato corrobora a hipótese sendo testada, qual seja, que mudanças organizacionais mais intensas tendem a estar associadas a mais volatilidade na performance do período subsequente. Por fim, as demais variáveis explicativas também mostram o mesmo comportamento em relação à tabela anterior.

5. Conclusão

Este trabalho foi motivado por resultados empíricos disponíveis sobre mudanças organizacionais que seriam compatíveis com um argumento baseado em aprendizagem por parte das firmas da eficiência de sua estrutura organizacional. Os resultados, apresentados no capítulo anterior são: i) elevado grau de heterogeneidade das mudanças organizacionais entre estabelecimentos similares e ii) as mudanças organizacionais tendem a ser menos intensas em estabelecimentos mais antigos.

Em virtude desses resultados não serem compatíveis com a visão dominante que supõe que mudanças organizacionais são movidas pelo progresso técnico, entendemos ser desejável propor uma formulação específica do argumento baseado em aprendizagem. Essa formulação vem a ser uma adaptação do modelo de aprendizado ativo desenvolvido por Ericson e Pakes (1995) para explicar a dinâmica das firmas em termos de performance. Nesse arcabouço o aprendizado motiva um investimento por parte da firma que tem resultados incertos sobre a performance futura. Nossa proposta foi considerar que a mudança organizacional pode fazer o papel desse investimento.

A adequabilidade desse arcabouço nesse contexto de mudanças organizacionais pode vir a ser testado, uma vez que ele formula hipóteses sobre a relação entre o investimento (ou mudança organizacional no nosso caso) e performance subsequente. Formulamos um modelo empírico onde tais hipóteses pudessem ser testadas, o que fizemos usando uma base de dados com informações longitudinais de estabelecimentos industriais brasileiros. Nossos resultados corroboraram as hipóteses testadas, o que interpretamos como uma evidência de que o arcabouço teórico sugerido pode de fato representar como as decisões sobre mudanças organizacionais são tomadas.

6. Apêndice: Comentários sobre a construção do valor agregado por estabelecimento

A PIA contém informações detalhadas em diversos componentes tanto a respeito dos custos como da receita. Nossa preocupação ao construir a variável de valor agregado (o numerador da nossa variável de performance) foi de agrupar apenas aqueles componentes relacionados a parte operacional, tanto nos custos como na receita.

No caso dos custos, agregamos as informações referentes ao custo do trabalho com outras relacionadas a insumos e materiais intermediários. Seguimos o seguinte procedimento para criar a variável custo de produção (cprod):

```
cntrab=v0201+v0202;
if cntrab=. then cntrab=x06;
cprod=x02+cntrab;
```

Já para a receita, agregamos a variação do estoque e o valor de eventuais transferências para outras unidades da mesma firma ao valor líquido das vendas de produtos (ou receita de serviços) industriais. Segue abaixo o procedimento de criação tanto da variável correspondente a receita operacional (recprod) como da variável correspondente ao valor agregado (va).

```
recprod= v0196 + v0197 + (v0200 - v0199);
if recprod=. then recprod=x09;
va=recprod-cprod;
```

Maiores detalhes sobre a definição exata de cada uma das variáveis primárias oriundas da PIA podem ser vistos em IBGE (2001).

7. Referências bibliográficas

- ARELLANO, M. e BOND, S. (1991) Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58: 277-97.
- BARTELSMAN, E. e DOMS, M. (2000) Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata. *Journal of Economic Literature*, v.XXXVIII, pp. 569-594.
- BORGANS, L. e TER WEELS, B. The Division of Labour, Worker Organisation, and the Technical Change. *The Economic Journal*, v.CXVI, pp. F 45-72 (2006)
- BRYNJOLFSON e HITT (2000) Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance. *Journal of Economic Perspectives*, v.14, pp. 23-48.
- CAVES, R. (1998) Industrial Organization and New Findings on the Turnover and Mobility of Firms. *Journal of Economic Literature*, v.XXXVI, pp. 1947-1982.
- CORSEUIL (2008) Organizational Change and Firm Dynamics, mimeo.
- CRESPI ET ALLI (2007) Information Technology, Organizational Change and Productivity. CEPR Discussion Paper n. 6105.
- DAVIS e HALTIWANGER (1999) Gross Job Flows em Handbook of Labor Economics v.3B editado por Orley Ashenfelter e David Card.
- ERICSON e PAKES (1995) Markov Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work. *Review of Economic Studies* 62: 53-82.
- IBGE (2001) Pesquisa Industrial: Empresa.
- NICKELL, S. (1981) Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica* 49(6): 1417-26.
- SUTTON, J. (1997) Gibrat's Legacy. *Journal of Economic Literature*, v.XXXV, pp. 40-59.



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

