

**PRIVAÇÃO RELATIVA E DESLOCAMENTOS DA MÃO DE OBRA
NO BRASIL ENTRE 1980 E 2010: EVOLUÇÃO DAS INTERAÇÕES
ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE DE RENDA E MIGRAÇÃO**

Ana Carolina da Cruz Lima
Rodrigo Simões
Ana Maria Hermeto

**IMPOSTO SOBRE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS:
CARGA SETORIAL E ASPECTOS DISTRIBUTIVOS**

Nelson Leitão Paes

**INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO
E PRODUTIVIDADE NOS SETORES DA INDÚSTRIA BRASILEIRA**

Eduardo Correia de Souza
Lucas Baracho Torres Pinto

**EVOLUÇÃO RECENTE DA INFORMALIDADE DO EMPREGO NO BRASIL:
UMA ANÁLISE SEGUNDO AS CARACTERÍSTICAS
DA OFERTA DE TRABALHO E O SETOR**

Fernando de Holanda Barbosa Filho
Rodrigo Leandro de Moura

**FLEXIBILIDADE DO MERCADO DE TRABALHO:
UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE SEGMENTOS
SOCIOECONÔMICOS NO BRASIL (2002-2009)**

Arthur Simão Pereira da Silva
Sandro Eduardo Monsueto
Alexandre Alves Porsse

**CRESCIMENTO PRÓ-POBRE? UMA ANÁLISE
PARA OS MEIOS URBANO E RURAL NO BRASIL**

Lilian Lopes Ribeiro
Jair Andrade Araujo
Débora Gaspar Feitosa

pesquisa e planejamento econômico - ppe

ipea

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Roberto Mangabeira Unger



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

Presidente

Jessé José Freire de Souza

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

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

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais, Substituto

Marco Aurélio Costa

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

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto

Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete

José Eduardo Elias Romão

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

Corpo Editorial

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Coeditor

Maurício Cortez Reis

Membros

Alexis Maka (Ipea)

Carlos Henrique Leite Corseuil (Ipea)

Eduardo Pedral Sampaio Fiuza (Ipea)

Eustáquio José Reis (Ipea)

Fernando Veloso (Ibre-FGV)

Lauro Roberto Albrecht Ramos (Ipea)

Miguel Nathan Foguel (Ipea)

Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE-FGV)

Rodrigo Reis Soares (FGV-EESP)

Secretária Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2015

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada,
1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento
Econômico – Brasil. I. Brasil. Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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 o da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

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

SUMÁRIO

PRIVAÇÃO RELATIVA E DESLOCAMENTOS DA MÃO DE OBRA NO BRASIL ENTRE 1980 E 2010: EVOLUÇÃO DAS INTERAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE DE RENDA E MIGRAÇÃO 7

Ana Carolina da Cruz Lima
Rodrigo Simões
Ana Maria Hermeto

IMPOSTO SOBRE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS: CARGA SETORIAL E ASPECTOS DISTRIBUTIVOS 37

Nelson Leitão Paes

INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO E PRODUTIVIDADE NOS SETORES DA INDÚSTRIA BRASILEIRA 59

Eduardo Correia de Souza
Lucas Baracho Torres Pinto

EVOLUÇÃO RECENTE DA INFORMALIDADE DO EMPREGO NO BRASIL: UMA ANÁLISE SEGUNDO AS CARACTERÍSTICAS DA OFERTA DE TRABALHO E O SETOR 101

Fernando de Holanda Barbosa Filho
Rodrigo Leandro de Moura

FLEXIBILIDADE DO MERCADO DE TRABALHO: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE SEGMENTOS SOCIOECONÔMICOS NO BRASIL (2002-2009) 125

Arthur Simão Pereira da Silva
Sandro Eduardo Monsueto
Alexandre Alves Porsse

CRESCIMENTO PRÓ-POBRE? UMA ANÁLISE PARA OS MEIOS URBANO E RURAL NO BRASIL 155

Lilian Lopes Ribeiro
Jair Andrade Araujo
Débora Gaspar Feitosa

CONTENTS

RELATIVE DEPRIVATION AND LABOUR DISPLACEMENTS IN BRAZIL IN THE PERIOD 1980-2010: THE INTERACTIONS BETWEEN POVERTY, INCOME INEQUALITY, AND MIGRATION 7

Ana Carolina da Cruz Lima
Rodrigo Simões
Ana Maria Hermeto

INDUSTRIALIZED GOODS TAX: SECTORIAL BURDEN AND DISTRIBUTIVE ASPECTS 37

Nelson Leitão Paes

FOREIGN DIRECT INVESTMENT AND PRODUCTIVITY IN BRAZILIAN INDUSTRIAL SECTORS 59

Eduardo Correia de Souza
Lucas Baracho Torres Pinto

RECENT DEVELOPMENTS OF INFORMAL EMPLOYMENT IN BRAZIL: A LABOR SUPPLY-SIDE ANALYSIS 101

Fernando de Holanda Barbosa Filho
Rodrigo Leandro de Moura

LABOUR MARKET FLEXIBILITY: A COMPARATIVE ANALYSIS BETWEEN SOCIOECONOMIC SEGMENTS IN BRAZIL (2002-2009) 125

Arthur Simão Pereira da Silva
Sandro Eduardo Monsueto
Alexandre Alves Porsse

PRÓ-POOR GROWTH? AN ANALYSIS FOR THE MEANS URBAN AND RURAL IN BRAZIL 155

Lilian Lopes Ribeiro
Jair Andrade Araujo
Débora Gaspar Feitosa

PRIVAÇÃO RELATIVA E DESLOCAMENTOS DA MÃO DE OBRA NO BRASIL ENTRE 1980 E 2010: EVOLUÇÃO DAS INTERAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE DE RENDA E MIGRAÇÃO

Ana Carolina da Cruz Lima¹

Rodrigo Simões²

Ana Maria Hermeto³

A análise das interações entre desenvolvimento e migração é fundamental para melhor compreender as trajetórias de crescimento regional. O objetivo deste artigo é identificar a influência das taxas regionais de pobreza e desigualdade de renda sobre a decisão individual de migrar no Brasil entre 1980 e 2010. Para a consecução deste trabalho foram analisados microdados dos censos demográficos fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e estimados modelos de regressão logística para a condição de migração individual. Os resultados evidenciam que os deslocamentos populacionais possuem elevada inter-relação com as respectivas taxas regionais de pobreza e desigualdade. Estes indicadores funcionam como fatores de repulsão populacional ao intensificar o sentimento de privação relativa dos indivíduos, que buscam no deslocamento uma estratégia para minimizar os riscos de diminuição da renda domiciliar.

Palavras-chave: desenvolvimento regional; migração; pobreza; coeficiente de Gini; privação relativa.

JEL: R23; J61.

1 INTRODUÇÃO

A análise do desenvolvimento regional, considerado como um processo multidimensional no qual o progresso econômico deve ser acompanhado por mudanças significativas nas estruturas sociais e institucionais de determinada localidade, engloba, necessariamente, a interação deste com a movimentação dos fatores de produção no tempo e no espaço. Mais especificamente, as interações entre desenvolvimento e migração da mão de obra, cuja natureza e impactos no tempo e no espaço são bastante heterogêneos, precisam ser analisadas como parte integrante e recíproca deste amplo processo. O nível de desenvolvimento regional influencia as decisões de migração individual e estas, por sua vez, afetam a dinâmica socioeconômica local, principalmente nas regiões de origem dos migrantes (Taylor, 1999).

O progresso material e financeiro, quando não acompanhado de melhorias no bem-estar, de garantia das liberdades individuais, de redução da pobreza,

1. Professora adjunta no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE/UERJ). *E-mail*: <ana.lima@uerj.br>.

2. Professor-associado no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/Face/UFMG) e bolsista em produtividade no Centro Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <limoes@cedeplar.ufmg.br>.

3. Professora-associada no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/Face/UFMG) e bolsista em produtividade no Centro Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <ahermeto@cedeplar.ufmg.br>.

de marginalização urbana e de disparidades regionais, é incapaz de alterar a trajetória de crescimento local e, conseqüentemente, os deslocamentos populacionais (Sen, 1999). Assim, compreender a dinâmica das interações entre desenvolvimento e migração é essencial para analisar as trajetórias de crescimento regional.

No caso do Brasil, é possível observar que os fluxos migratórios dominantes no período de desenvolvimento recente do país (pós-1950) foram/são significativamente afetados pelas elevadas disparidades regionais, conforme evidenciam Brito (2002) e Lima (2013). As principais trajetórias migratórias estabelecidas entre 1950 e 1980 ocorriam das regiões mais pobres do país (estados da região Nordeste e Minas Gerais) para as regiões mais dinâmicas e com maiores níveis de renda (São Paulo e Rio de Janeiro). Este padrão migratório, conforme salientado por Brito (2002), tinha como característica fundamental a expectativa individual de obtenção de mobilidade social por intermédio do deslocamento espacial. Em outras palavras, a migração da mão de obra em direção aos grandes centros urbanos metropolitanos brasileiros era efetivada na expectativa de maior inserção ocupacional e obtenção de melhores rendimentos em comparação com as regiões de origem dos migrantes. Após 1980 e, fundamentalmente, a partir de meados da década de 1990, observou-se a intensificação das trajetórias migratórias secundárias no Brasil, estimuladas pela migração de retorno e pelos deslocamentos em direção às cidades médias brasileiras, indicando o início de um processo de transição migratória no país (Baeninger, 2000 e 2008; Brito, 2002 e 2006; Lima, 2013). Este processo ocorre simultaneamente a um período de profundas transformações socioeconômicas no território brasileiro, com a redução das disparidades regionais e dos níveis absolutos de pobreza e desigualdade, conforme evidenciam Barros *et al.* (2007a).

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é analisar como os padrões regionais de pobreza e desigualdade de rendimento têm afetado os deslocamentos populacionais da mão de obra no Brasil entre 1980 e 2010. Pretende-se identificar se existe alguma relação entre a evolução dos indicadores regionais de pobreza e desigualdade e o processo de transição migratória brasileiro. A ideia subjacente refere-se às relações existentes entre o sentimento de privação relativa dos indivíduos e os deslocamentos populacionais. Utilizando os argumentos da Nova Economia das Migrações do Trabalho (em inglês, *new economics of labour migration* – NELM), segundo a qual a migração é uma estratégia domiciliar para maximizar a renda esperada em um contexto regional desfavorável, espera-se identificar se a redução dos níveis absolutos de pobreza e desigualdade no Brasil nos anos mais recentes contribuiu para o aumento das trajetórias migratórias secundárias no país (direcionadas para regiões com menores níveis absolutos de renda *per capita*). De forma geral, espera-se identificar se a mobilidade territorial continua a ser interpretada como mobilidade social pelo trabalhador migrante no Brasil.

Para a consecução do objetivo proposto foram analisados microdados dos censos demográficos brasileiros, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o período 1980-2010, e estimados modelos logísticos de determinação da condição de migração individual. Os modelos deverão incorporar variáveis indicadoras de características individuais (produtivas e não produtivas) e regionais (taxas de pobreza e desigualdade).

Este artigo possui mais quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 são descritos os principais argumentos teóricos da NEML, cuja dinâmica será utilizada para analisar o problema proposto. Na seção 3 são apresentadas as principais características da base de dados – incluindo os ajustes realizados para a compatibilização espacial – e dos quesitos censitários, assim como a metodologia utilizada (modelos de regressão logística). Na seção 4 são apresentados os resultados dos modelos estimados. Por fim, na seção 5 são realizadas as considerações finais deste trabalho.

2 A MIGRAÇÃO COMO UMA ESTRATÉGIA DOMICILIAR PARA A MAXIMIZAÇÃO DA RENDA ESPERADA: A NOVA ECONOMIA DAS MIGRAÇÕES DO TRABALHO (NELM)

Os estudos sobre as interações entre desenvolvimento local e migração têm como precursor Ernest-George Ravenstein. Este autor identificou, ao analisar as experiências do Reino Unido (1885) e de vários países europeus (1889), as chamadas *laws of migration*. Entre os diversos fatores relacionados como influenciadores da mobilidade individual, Ravenstein (1885) destacou a condição econômica – o desejo de prosperar – e o progresso tecnológico como suas principais motivações. Esta inspiração teórica, relacionada ao rápido crescimento econômico, à internacionalização das atividades produtivas e à migração no período pós-Segunda Guerra Mundial estimulou a elaboração de teorias sobre o processo migratório, especialmente por economistas.

O marco teórico para a elaboração dos modelos econômicos neoclássicos da migração foi estabelecido por Lewis (1954). No modelo de “desenvolvimento econômico com oferta ilimitada de mão de obra” do autor a migração desempenha papel fundamental para a dinâmica das economias duais. Estas seriam economias em desenvolvimento nas quais um setor moderno, exportador e de elevada produtividade marginal coexiste com um setor agrícola, tradicional, de produtividade marginal inferior a zero, voltado para o mercado interno. O modelo é utilizado para explicar o processo de expansão econômica, cuja questão fundamental está relacionada à utilização do excedente capitalista. À medida que este é reinvestido, o setor moderno cresce e absorve maior número de trabalhadores do setor tradicional, o que torna o excedente capitalista ainda maior. Este processo continua até o desaparecimento do excesso de oferta de mão de obra. Assim, na perspectiva de Lewis (1954), a migração, causada por diferenças geográficas na demanda e na oferta de trabalho,

é um mecanismo de desenvolvimento essencial para a economia em seu conjunto, ao explorar o potencial de crescimento inerente às disparidades econômicas, setoriais e regionais. Apesar da importância da migração no modelo desenvolvido por Lewis (1954), seu problema central seria a determinação dos fatores que levam ao aumento da poupança em relação à renda nacional, permitindo, assim, uma rápida acumulação do capital. A dinâmica dos fluxos migratórios e a relação recíproca desta com o nível de desenvolvimento das localidades de origem e de destino são consideradas secundárias na análise.

A partir de meados da década de 1960, estudos começaram a ser realizados com o intuito de desenvolver teorias específicas para explicar a dinâmica dos processos migratórios vigentes. Na perspectiva microeconômica neoclássica, a migração é considerada o resultado de decisões individuais tomadas por agentes racionais que desejam aumentar seu bem-estar ao se deslocarem de um lugar para outro, no qual a recompensa – geralmente monetária – por seu trabalho é maior do que a obtida na localidade de origem em uma medida suficiente para compensar os custos tangíveis e intangíveis derivados do deslocamento. A migração é, portanto, um ato individual baseado na comparação entre a situação atual do agente e o ganho líquido esperado derivado do deslocamento. Uma vez analisadas todas as alternativas possíveis, os migrantes tendem a se deslocar para os locais nos quais esperam obter um rendimento líquido maior.

Apesar de avançarem significativamente em relação ao modelo desenvolvido por Lewis (1954), as abordagens migratórias neoclássicas, como, por exemplo, Sjaastad (1962)⁴ e Todaro (1969),⁵ continuavam a apresentar uma série de limitações devido às restrições de suas hipóteses e ao fato da migração ter origem nos desequilíbrios exclusivos dos mercados de trabalho, o que privilegiava as motivações econômicas no processo de decisão individual de migrar. Seus argumentos eram incapazes de explicar deslocamentos populacionais relacionados a fatores não econômicos, como a migração familiar, ou para localidades menos desenvolvidas, o que comprometia a análise e a interpretação das trajetórias migratórias. Além disso, as evidências empíricas – baixo volume de migrantes, apesar dos enormes diferenciais de renda, salários e níveis de bem-estar entre regiões e/ou países – indicavam a inadequação do *framework* neoclássico para explicar as mudanças ocorridas na natureza e nas características da migração. Ou seja, a proposição neoclássica de que a migração conduziria necessariamente à equiparação dos níveis de bem-estar entre países/regiões não se verificava e tornava-se clara a sua limitação para explicar a perpetuação dos fluxos migratórios (De Haas, 2008).

4. Utilizando como principal referência a teoria do capital humano, elaborada por Becker (1962), Sjaastad (1962) realizou estudos sobre os custos e os benefícios da migração do capital humano.

5. Todaro (1969) propõe um modelo de migração rural-urbana que considera a influência do desemprego urbano sobre a probabilidade dos migrantes potenciais encontrarem emprego no setor moderno.

No final dos anos 1980 começaram a ser realizados estudos com o objetivo de minimizar as limitações das abordagens neoclássicas, cujo principal resultado foi a elaboração da nova economia das migrações do trabalho (em inglês, *new economics of labour migration* – NELM). Os teóricos da NELM identificaram que os modelos neoclássicos eram rígidos para analisar a complexa realidade das interações entre migração e desenvolvimento (Massey *et al.*, 1993). Apesar de fundamentar-se na hipótese de escolha racional, a NELM altera o foco de análise dos processos migratórios ao considerar o comportamento dos migrantes individuais em um contexto social mais amplo, inserindo-os na unidade domiciliar (Stark e Bloom, 1985; Stark, 1991). A migração é considerada uma decisão do domicílio, pois os membros desta unidade atuam em conjunto não apenas para maximizar sua renda esperada, mas também para minimizar riscos associados às falhas de mercado. Esta análise permite incorporar outros fatores além da maximização individual de renda como essenciais no processo de decisão de migrar.

Os domicílios estão em melhor posição para administrar os riscos que ameaçam seu bem-estar econômico por intermédio da alocação de seus recursos (trabalho familiar) em diferentes atividades. Enquanto alguns de seus membros dedicam-se às atividades locais, outros são enviados para mercados de trabalho externos nos quais os salários e as condições de emprego são negativamente correlacionados com os mercados locais (ou não há correlação). Quando as condições econômicas locais não forem favoráveis para a manutenção do padrão de vida domiciliar, as remessas enviadas pelo migrante cumprirão esta função (Stark, 1980; Taylor, 1999). Além de desempenhar um papel de estabilizador da renda domiciliar, a migração também pode ser utilizada para superar as restrições em outros mercados, como os de crédito e os de seguros, que tendem a ser imperfeitos, pouco desenvolvidos e de difícil acesso em regiões periféricas.⁶

A necessidade de diversificação do risco está fundamentada na hipótese de que a renda não é um bem homogêneo. Logo, sua origem é considerada no processo de maximização da utilidade domiciliar, o que gera incentivos para a aplicação dos escassos recursos domiciliares em atividades que gerem novas oportunidades de renda, ainda que esta diversificação não conduza necessariamente à elevação da renda total domiciliar. A migração, interna ou internacional, é utilizada como um fator de *risk-sharing*; é uma estratégia de aumento da renda e de diminuição das restrições de mercado. As remessas dos migrantes geram a segurança necessária para a manutenção do bem-estar domiciliar na origem, desempenhando papel fundamental na análise (Stark, 1980; Massey *et al.*, 1993; Taylor, 1999). Esta estratégia domiciliar é mais consistente para explicar por que a migração ocorre na ausência de diferenciais salariais entre localidades.

6. As principais falhas de mercado que estimulam movimentos migratórios estão relacionadas aos mercados de seguros agrícolas, aos mercados de preços futuros, aos mercados de crédito e à inexistência de seguridade social, como auxílio-saúde e seguro-desemprego (Massey *et al.*, 1993).

Outro argumento fundamental na análise da NELM refere-se à importância do sentimento de privação relativa dos domicílios. As unidades domiciliares optam pela migração não apenas para aumentar a renda em termos absolutos, mas também em termos relativos, pois seu objetivo é a diminuição do sentimento de privação em relação ao grupo de referência local (Stark e Taylor, 1989 e 1991; Stark, 1991). Quanto mais desigual a distribuição de renda local, maior será o sentimento de privação relativa e maiores serão os incentivos para a migração. Neste sentido, a NELM responde a variações na distribuição de renda, o que não ocorre nos modelos neoclássicos (Massey *et al.*, 1993). A utilização do conceito de renda relativa mostra que a probabilidade dos movimentos migratórios muda devido às variações nas rendas de outros domicílios. Em outras palavras, o aumento do nível de renda do entorno social do migrante (de seu grupo de referência) eleva a probabilidade de migração.

Taylor (1999) evidencia que a NELM é uma variante crítica da teoria neoclássica, pois reduz a importância dos diferenciais salariais entre regiões para a dinâmica dos fluxos migratórios e considera a influência de vários mercados neste processo (não apenas do mercado de trabalho).⁷ É uma teoria que explica as motivações para a migração, cujo principal argumento está relacionado ao fracasso dos mercados em estimular o bem-estar domiciliar. Sob esta perspectiva a migração e o emprego/produção local não são alternativas excludentes, pois há incentivos para que os domicílios dediquem-se às duas atividades. Logo, o desenvolvimento econômico na origem não necessariamente reduzirá as pressões migratórias.

É exatamente nessa perspectiva que se pretende analisar a relação existente entre a condição de migração individual e a evolução dos indicadores de pobreza e desigualdade no Brasil nas últimas três décadas. O objetivo principal é verificar em que medida o sentimento de privação relativa pode afetar a condição migratória individual e, conseqüentemente, os fluxos migratórios internos no país.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Para determinar a condição de migração individual no Brasil e a respectiva relação desta com os níveis regionais de pobreza e desigualdade de renda entre 1980 e 2010, serão estimados modelos logísticos para as localidades de origem e de destino dos potenciais migrantes, utilizando microdados dos censos demográficos brasileiros. As principais características da base de dados e da metodologia utilizada são descritas nas próximas subseções.

7. As principais críticas à NELM referem-se ao excesso de importância concedido ao papel das remessas dos migrantes para o desenvolvimento de suas comunidades de origem. Em muitos casos, considera-se que as remessas serão utilizadas em investimentos produtivos que aumentarão significativamente a dinâmica econômica da origem, quando na realidade as evidências empíricas demonstram que a maior parte destas remessas é utilizada para o consumo domiciliar (De Haas, 2008).

3.1 Características gerais da base de dados e especificidades da amostra

Para analisar as interações entre os deslocamentos populacionais e os níveis regionais de pobreza e de desigualdade no Brasil serão utilizados os microdados dos censos demográficos realizados pelo IBGE para os anos de 1980, 1991, 2000 e 2010. Esta fonte de dados permite identificar as características individuais não produtivas (sexo, cor, idade etc.) e produtivas (escolaridade, trabalho, rendimento etc.), bem como características socioeconômicas (renda média, escolaridade média, taxa de pobreza, índice de desigualdade etc.) das respectivas regiões de origem e de destino quando foi realizado algum deslocamento pelos indivíduos.

As alterações nos quesitos censitários e na quantidade de municípios brasileiros entre 1980 e 2010 exigem uma série de compatibilizações para viabilizar a construção de uma amostra, cujas características sejam diretamente comparáveis. O primeiro grupo de ajustes está relacionado a sua compatibilização espacial. Para realizar comparações entre os censos demográficos, Reis *et al.* (2011) utilizam o conceito de áreas mínimas comparáveis (AMC). Estas unidades espaciais equivalem à agregação das áreas dos municípios alterados entre os anos censitários. Por exemplo, a recomposição de municípios que se originaram de mais de um município implica a agregação das áreas de todos os municípios de origem. A construção da unidade espacial de análise deste artigo envolve, primeiramente, a identificação das AMCs brasileiras entre 1980 e 2010.⁸ Assim, são definidas para o período 3.659 AMCs. Após a identificação, estas são agregadas a partir das microrregiões geográficas de origem. Se uma AMC pertence a mais de uma microrregião definida pelo IBGE, as áreas destas microrregiões são agregadas dando origem às chamadas áreas regionais comparáveis (ACs). Esta compatibilização espacial identificou 413 ACs para o Brasil entre 1980 e 2010.⁹ Esta escala espacial equivale a um recorte microrregional brasileiro.

O segundo grupo de ajustes está relacionado à compatibilização dos quesitos censitários utilizados na análise. Em relação aos deslocamentos populacionais, é importante salientar que há dois critérios para definir a condição migratória: última etapa e data fixa. O primeiro critério identifica o local de residência anterior dos indivíduos que moram há menos de dez anos no município de recenseamento; o segundo indica, para pessoas com cinco anos ou mais, o local de residência em uma data preestabelecida cinco anos antes do censo. Estes critérios não são equivalentes, pois o local de origem na data fixa pode não ser igual ao local de residência imediatamente anterior à última etapa migratória (Rigotti, 1999). Além disso, as alterações realizadas pelo IBGE nos censos demográficos entre 1980

8. A quantidade de municípios nos Censos Demográficos de 1980, 1991, 2000 e 2010 é, respectivamente, 3.991, 4.491, 5.507 e 5.565.

9. De acordo com a classificação do IBGE o Brasil tinha em 1980 360 microrregiões. Esta quantidade aumentou para 558 em 1991 e manteve-se constante até 2010.

e 2010 inviabilizam a aplicação de um critério migratório único e homogêneo, visto que os quesitos de última etapa não existem na escala espacial desejada para o ano 2000, assim como os quesitos da data fixa não existem para 1980. Para superar esta limitação é gerada uma variável *proxy* para o critério data fixa para o ano de 1980. Sua construção combina os quesitos censitários “local de nascimento”, “local de residência anterior” e “tempo de residência no local de recenseamento” para gerar uma variável compatível com o critério data fixa dos censos posteriores, indicando, assim, o local de residência individual cinco anos antes da data do censo de 1980.

O terceiro grupo de ajustes está relacionado à atualização monetária dos rendimentos para valores de 2010, utilizando os deflatores dos censos calculados por Corseuil e Foguel (2002) e o índice nacional de preços ao consumidor (INPC). A partir dos quesitos educacionais são geradas variáveis indicadoras do nível de escolaridade individual com a seguinte classificação: zero a três anos de estudo, quatro a sete anos de estudo, oito a dez anos de estudo, onze a quatorze anos de estudo e quinze anos de estudo ou mais.

Como o objetivo deste artigo é analisar a influência das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de rendimento sobre a condição migratória individual em uma perspectiva de maximização da renda esperada do trabalho, são realizados os seguintes recortes para garantir maior homogeneidade amostral: *i*) indivíduos que nasceram ou moraram na data fixa ou anterior em outros países foram desconsiderados da amostra, ou seja, a análise engloba apenas a migração interna; *ii*) como o interesse é captar os movimentos migratórios da mão de obra (indivíduos em idade economicamente ativa e que já concluíram seu ciclo educacional), a amostra inclui apenas pessoas entre 25 e 64 anos;¹⁰ e *iii*) domicílios improvisados, coletivos ou sem chefe também foram desconsiderados da análise.

É importante ressaltar que a amostra, apesar de indicar as tendências migratórias de um grupo específico, representa parcela significativa da população brasileira em cada ano censitário, conforme demonstra a tabela 1. Os resultados obtidos a partir de sua análise serão fundamentais para compreender as interações existentes entre as taxas regionais de pobreza e de desigualdade e os deslocamentos populacionais. Em outras palavras, será possível observar se a mão de obra brasileira considera a mobilidade espacial como uma importante estratégia para viabilizar a mobilidade social (de rendimento).

10. A exclusão dos indivíduos pertencentes aos grupos etários 5-24 anos e acima de 64 anos pode subestimar a migração, especialmente dos indivíduos jovens e dos mais escolarizados. Todavia, este recorte é adequado para a problemática analisada, pois o objetivo é captar os movimentos migratórios dos indivíduos plenamente inseridos nos mercados de trabalho brasileiros. Além disso, ao excluir os indivíduos destas faixas etárias, espera-se retirar da análise deslocamentos populacionais que não estão diretamente relacionados com o desenvolvimento econômico (a migração destes indivíduos tem grande probabilidade de ser familiar).

TABELA 1
Distribuição amostral por ano

Ano	Frequência	Proporção (%)	Cumulativo (%)	Amostra censitária (%)
1980	8.088.455	28,09	28,09	27,53
1991	5.582.196	19,39	47,48	32,75
2000	6.745.692	23,43	70,91	33,27
2010	8.373.332	29,09	100,00	40,58
Total	28.789.675	100,00	-	32,97

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

Os indivíduos pertencentes à amostra foram divididos em dois grupos: *i*) não migrantes, ou seja, indivíduos que nasceram e sempre moraram no local de recenseamento ou indivíduos que moram há pelo menos cinco anos nesta localidade; e *ii*) migrantes, ou seja, indivíduos que moram há menos de cinco anos no local de recenseamento, ainda que sejam naturais do mesmo.

Os migrantes foram classificados em duas categorias: *i*) migrantes interestaduais ou de longa distância (indivíduos que realizaram deslocamentos entre ACs de diferentes Unidades da Federação – UFs); e *ii*) migrantes intraestaduais ou de curta distância (indivíduos que realizaram deslocamentos entre ACs de uma UF específica). Além disso, dentro das categorias de migração foram identificados os migrantes de retorno, de acordo com o critério de naturalidade.¹¹

A tabela 2 demonstra os dados amostrais, expandidos para a população, por grupo de análise. Ressalta-se que a unidade espacial de análise – a área regional comparável – afeta significativamente o volume migratório de curta distância em relação às análises no âmbito municipal (pois uma AC é formada por vários municípios). Esta agregação espacial não restringe a análise, pois os determinantes da migração de curta e de longa distâncias permanecem inalterados. Ou seja, as interações entre desenvolvimento local e migração possuem as mesmas características, independentemente da escala espacial em análise.

TABELA 2
Brasil: evolução da quantidade de migrantes e não migrantes (1980-2010)¹

Ano	Não migrantes	Migrantes interestaduais	Migrantes intraestaduais	Migrantes de retorno	
				Interestaduais	Intraestaduais
1980	29.242.601	1.341.285	1.620.534	256.994	97.093
1991	43.109.440	1.473.236	1.463.262	401.489	158.768
2000	51.770.570	1.656.806	1.699.200	440.739	159.194
2010	71.354.008	1.750.569	1.655.122	446.049	193.687
Total	195.476.619	6.221.896	6.438.118	1.545.271	608.742

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Os pesos fornecidos pelo IBGE foram utilizados para realizar a expansão da amostra.

11. A compatibilização 1980-2010 dos quesitos censitários sobre a migração inviabiliza a identificação do retorno ao local de residência anterior do não natural.

3.2 Metodologia: modelos de regressão logística

Para identificar os principais determinantes da condição de migração individual, incorporando à análise aspectos relacionados aos níveis regionais de pobreza e de desigualdade de renda, serão estimados modelos de regressão de variáveis dependentes categóricas para as regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes em cada ano censitário analisado. A ideia subjacente é demonstrar em que magnitude os fluxos migratórios são influenciados pelo sentimento individual de privação relativa, representado por indicadores das taxas de pobreza e de desigualdade das localidades. Assume-se que maiores níveis de pobreza e de desigualdade implicam maior consciência da privação relativa de renda e de consumo individual/domiciliar e, portanto, tendem a estimular a migração.

Os modelos de variáveis discretas possuem variáveis dependentes que indicam as possíveis, e mutuamente excludentes, categorias que um evento pode assumir. Mais especificamente, os modelos de variáveis dependentes binárias demonstram que há dois possíveis resultados para um evento particular: a variável dependente y assume valor igual a 1 no caso de sucesso, ou 0 no caso de insucesso.¹² Estes modelos são utilizados para estimar a probabilidade de ocorrência ou não de determinado evento, condicionado a um vetor x de variáveis independentes. De acordo com Cameron e Trivedi (2005), a distribuição de probabilidade do modelo de variáveis dependentes binárias, cujos dados observados são ações individuais agrupadas em células independentes e identicamente distribuídas, é representada pela equação (1).

$$\Pr(y | n, p) = \binom{n}{y} p^y (1 - p)^{n-y} \quad (1)$$

onde n representa o número total de tentativas em cada célula e p representa a probabilidade de sucesso. É razoável supor que a unidade de análise da estimação – a ação individual – possui apenas uma tentativa; logo, a distribuição de probabilidade representada pela equação (1) assume o formato da distribuição de Bernoulli:

$$\Pr(y | n) = p^y (1 - p)^{1-y} \quad (2)$$

Para esse caso específico, a probabilidade de ocorrer um sucesso é igual a $\Pr(y = 1) = p$ e a probabilidade de ocorrer um insucesso é igual a $\Pr(y = 0) = 1 - p$.

A interpretação dos parâmetros estimados pode ser realizada de forma mais simples se o vetor das probabilidades for restrito ao intervalo $[0, 1]$. Os modelos de

12. Os termos sucesso e insucesso referem-se à observação ou não da hipótese em análise e não possuem quaisquer interpretações de caráter qualitativo. Neste artigo, sucesso refere-se à efetivação da migração e insucesso a não realização do deslocamento.

regressão logística são utilizados com esta finalidade, pois equivalem a transformações matemáticas da equação (2), garantindo que $0 \leq p_i \leq 1$. Neste caso, a probabilidade de ocorrência de um evento, por exemplo, a efetivação da migração, será calculada como função de um vetor de variáveis independentes (explicativas), conforme demonstra a equação (3).

$$\Pr(y = 1 | x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}} \quad (3)$$

Para calcular as chances de ocorrência desse evento (*odds*) utiliza-se a razão das probabilidades de sucesso e de fracasso, conforme demonstra a equação (4). Esta razão pode assumir valores entre 0 e infinito. Se *odds* < 1, a probabilidade de sucesso é menor do que a probabilidade de insucesso; se *odds* > 1, a probabilidade de sucesso é maior do que a probabilidade de insucesso; e se *odds* = 1, a probabilidade de sucesso é igual a probabilidade de insucesso.

$$odds = \frac{P(Y = 1)}{P(Y = 0)} = \frac{p}{1 - p} \quad (4)$$

Transformações logísticas podem ser utilizadas para linearizar o modelo descrito pela equação (3):

$$\text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \ln\left[\frac{P(Y = 1 | x)}{P(Y = 0 | x)}\right] \quad (5)$$

$$G(x) = \ln\left[\frac{P(Y = 1 | x)}{P(Y = 0 | x)}\right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p = G(\beta_0 + x\beta) = \eta_i \quad (6)$$

A função $G(x)$ é definida no intervalo [0,1], linear nos parâmetros, e assume todas as propriedades do modelo de regressão linear. Para assegurar que para quaisquer valores de x e β o vetor de probabilidades p_i permanecerá no intervalo entre 0 e 1, resolve-se a equação (5) para o parâmetro das probabilidades:

$$p_i = \frac{e^{\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}}}{1 + e^{\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}}} = \frac{e^{\eta_i}}{1 + e^{\eta_i}} = \Lambda(\eta_i) \quad (7)$$

Os coeficientes obtidos a partir dessas estimações não são de fácil interpretação, pois estes não fornecem diretamente as mudanças relativas das probabilidades entre as categorias de análise. Para contornar esta dificuldade, calculam-se as razões de risco relativo (RRR), também chamadas de *odds ratio*, entre duas observações particulares. Esta razão pode ser interpretada como a mudança relativa nas probabilidades das categorias analisadas; ela informa como a probabilidade de escolher a categoria de contraste relativamente à alternativa de referência muda quando determinada variável independente varia em uma unidade. Assim, a variável x aumenta (diminui) a probabilidade de que a alternativa de referência seja verificada se a RRR for maior (menor) que 1. A razão de risco relativo (*odds ratio*) é calculada por intermédio do quociente entre as chances relativas de sucesso das observações em análise, ou seja, pelo produto cruzado de suas respectivas *odds*:

$$RRR = odds \quad ratio = \frac{odds_1}{odds_2} = \frac{\frac{p_1}{1-p_1}}{\frac{p_2}{1-p_2}} \quad (8)$$

Os métodos de estimação de máxima verossimilhança são indispensáveis para a análise de modelos de variáveis dependentes limitadas, como os modelos logísticos, pois incorporam automaticamente a heteroscedasticidade existente em $Var(y|x)$, corrigindo eventuais problemas de consistência dos parâmetros obtidos.

A variável dependente dos modelos estimados neste artigo é a condição de migração individual. As variáveis de interesse são as características das regiões de origem e/ou destino dos potenciais migrantes. Um vetor de variáveis de controle é utilizado para tornar a mensuração dos impactos das variáveis de interesse sobre a condição de migração individual mais rigorosa. Este vetor deve controlar problemas de especificação dos modelos e de prováveis omissões de variáveis. Desta forma, minimizam-se as distorções das estimativas obtidas. Além disso, a correlação intragrupo das variáveis de interesse (regionais) também é controlada, minimizando as implicações da hipótese de independência entre estas observações. Ao atribuir valores idênticos para as variáveis regionais de cada indivíduo, pode-se gerar limitações para a interpretação dos resultados, pois cada pessoa percebe as respectivas localidades (origem e destino) de forma diferente. Em outras palavras, fatores não observáveis, como preferências, clima, proximidade familiar etc., tornam as percepções individuais extremamente particulares e específicas. Como não é possível incluir estas percepções nos dados analisados, deve-se utilizar ao menos o controle dentro dos grupos (áreas regionais comparáveis) analisados. Tecnicamente, assume-se que as observações são independentes entre os grupos, mas não necessariamente dentro dos grupos. Assim, é possível mensurar de forma mais rigorosa

a contribuição das características da região de origem e/ou de destino para a decisão de migrar de cada indivíduo pertencente a um grupo (área regional comparável) específico.¹³

3.3 O modelo empírico

As formas funcionais dos modelos propostos para determinar a probabilidade de ser migrante no Brasil entre 1980 e 2010 são especificadas na equação 9.

$$\Pr(y_{ij} = 1 \mid x, z) = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

onde y_{ij} é a variável resposta; X_{ij} é um vetor de variáveis de interesse; Z_{ij} é um vetor de variáveis de controle; e ε_{ij} é o termo de erro aleatório.

A variável resposta y_{ij} descrita no quadro 1 indica a condição de migração individual em cada ano censitário.

QUADRO 1
Variável dependente

Variável	Nome	Descrição
cond_mig	Condição de migração individual.	Variável categórica que assume o valor 1 para migrantes e 0 caso contrário.

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

Para captar de forma mais clara a efetiva contribuição dos aspectos regionais – taxas de pobreza e de desigualdade de renda – para a decisão individual de migrar e minimizar possíveis erros de especificação devido à omissão de variáveis não observáveis, são incorporadas à análise as seguintes variáveis de controle sociodemográfico (vetor Z_{ij}): sexo, raça, situação conjugal,¹⁴ escolaridade e grupos etários. As variáveis indicadoras da situação ocupacional dos indivíduos e seus respectivos rendimentos não são incluídas no modelo, pois estas informações são coletadas após o deslocamento dos migrantes. A imprecisão em relação à efetiva data de obtenção destas características inviabiliza a inclusão das mesmas como possíveis determinantes da migração.¹⁵

13. Os ajustes realizados para controlar a correlação intragrupo e o fato da análise ter como objeto de estudo o comportamento individual evidenciam que as técnicas econométricas *cross section* são adequadas para o objetivo proposto, pois, por hipótese, os indivíduos possuem determinadas características que não mudam ao longo do tempo. As contribuições das estimações com dados em painel seriam relevantes apenas no caso em que a unidade de análise fosse a região de residência, visto que esta possui características dinâmicas. Como o objetivo é analisar a decisão individual de migrar, optou-se por realizar uma análise *cross section* dos dados.

14. Noventa por cento da amostra referem-se a indivíduos responsáveis pelo domicílio e seus respectivos cônjuges. Testes de especificação indicaram ser mais adequado incluir, nos modelos, variáveis indicadoras da situação conjugal dos indivíduos em detrimento das variáveis de posição individual no domicílio.

15. A limitação da amostra às pessoas entre 25 e 64 anos procura minimizar a importância desta observação para as variáveis indicadoras de escolaridade. Em geral, indivíduos desta faixa etária já concluíram seu ciclo educacional e, portanto, pode-se assumir que o nível educacional afeta significativamente a decisão de migrar.

QUADRO 2

Variáveis indicadoras das características pessoais (controles sociodemográficos)

Variável	Nome	Descrição
sexo	Sexo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para homens e 0 para mulheres.
branco	Cor ou raça.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para brancos e 0 para pretos e pardos.
sitconj_uniao	Situação conjugal.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos que possuem relação conjugal estável e 0 caso contrário.
getario_25a34	Grupo etário entre 25 e 34 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 25 e 34 anos e 0 caso contrário.
getario_35a44	Grupo etário entre 35 e 44 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 35 e 44 anos e 0 caso contrário.
getario_45a54	Grupo etário entre 45 e 54 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 45 e 54 anos e 0 caso contrário.
getario_55a64	Grupo etário entre 55 e 64 anos.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com idade entre 55 e 64 anos e 0 caso contrário.
escol_0a3	Grupo de escolaridade entre zero e três anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre zero e três anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_4a7	Grupo de escolaridade entre quatro e sete anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre quatro e sete anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_8a10	Grupo de escolaridade entre oito e dez anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre oito e dez anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_11a14	Grupo de escolaridade entre onze e quatorze anos de estudo.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade entre onze e quatorze anos de estudo e 0 caso contrário.
escol_15	Grupo de escolaridade com quinze anos de estudo ou mais.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para indivíduos com escolaridade igual ou superior a quinze anos de estudo e 0 caso contrário.

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

As variáveis de interesse X_{ij} indicam as taxas de pobreza e de desigualdade de renda das regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes. As informações regionais nas datas de referência de cada censo demográfico foram utilizadas como *proxies* para suas respectivas informações regionais na data fixa; logo, indivíduos que não realizaram deslocamentos possuem informações regionais idênticas em ambas as datas. Estes ajustes inviabilizam a estimação de modelos de migração que incorporem simultaneamente as características das regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes, pois esta especificação tornaria as observações dos não migrantes autoidentificadas, comprometendo os resultados obtidos. Por este motivo, são estimadas regressões específicas para as localidades de residência individual na data fixa (origem) e na data de recenseamento (destino) dos potenciais migrantes. As variáveis regionais são descritas no quadro 3.

QUADRO 3
Variáveis indicadoras das características regionais (origem/destino)

Variável	Nome	Descrição
pobreza	Taxa de pobreza da AC de origem/destino. ¹	Taxa de pobreza da AC de residência individual na data fixa/recenseamento.
gini_q1	Primeiro quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao primeiro quartil da distribuição e 0 caso contrário.
gini_q2	Segundo quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao segundo quartil da distribuição e 0 caso contrário.
gini_q3	Terceiro quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao terceiro quartil da distribuição e 0 caso contrário.
gini_q4	Quarto quartil do coeficiente de Gini da AC de origem/destino.	<i>Dummy</i> que assume valor 1 para ACs que possuem na data fixa/recenseamento valores do coeficiente de Gini pertencentes ao quarto quartil da distribuição e 0 caso contrário.

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Linha de pobreza: um quarto do salário mínimo vigente na data de referência do censo 2010. Valores atualizados para cada ano censitário utilizando o INPC.

4 A CONDIÇÃO DE MIGRAÇÃO INDIVIDUAL E O SENTIMENTO DE PRIVAÇÃO RELATIVA: MOBILIDADE TERRITORIAL COMO UMA ESTRATÉGIA PARA MAXIMIZAR A RENDA ESPERADA

As condições socioeconômicas regionais possuem impacto significativo sobre a decisão de migrar. Singer (1973) afirma que os contextos regionais são os aspectos mais importantes deste processo, pois as características individuais só influenciam quem migra (ou não) após uma análise detalhada dos contextos sociais e econômicos das localidades de origem e de destino. Para o autor, as disparidades regionais podem ser interpretadas como o principal motor dos deslocamentos populacionais que acompanham o processo de desenvolvimento capitalista. Simultaneamente, estes deslocamentos podem afetar os contextos regionais, corroborando seu caráter desigual no espaço.

Por esse motivo diversos autores, como Cushing e Jacques (2004), evidenciam a importância de incorporar as características espaciais às análises migratórias. Há dois grupos de estudos que procuraram abordar esta problemática: o primeiro é constituído por trabalhos que procuram captar a influência das características locais, como renda média, coeficiente de Gini e taxa de desemprego, sobre os fluxos migratórios em uma perspectiva regional (impactos sobre o saldo migratório da região);¹⁶ e o segundo inclui trabalhos que buscam quantificar a influência das características espaciais sobre a condição de migração individual, ou seja, são abordagens migratórias

16. Para o caso do Brasil, ver Justo e Silveira Neto (2008a) e Da Mata *et al.* (2007).

em perspectivas microeconômicas. Nesta perspectiva, é possível destacar o trabalho de Justo e Silveira Neto (2008b) para o caso do Brasil. Os autores realizam uma caracterização dos migrantes brasileiros de acordo com suas regiões de destino e estimam um modelo *logit* multinomial (não ordenado) para a decisão de migrar e a escolha da região de destino utilizando dados dos censos demográficos 1980 a 2000. O objetivo é determinar a probabilidade de migrar para as diferentes regiões do país, levando em consideração as características dos indivíduos e das UFs de origem, representadas por variáveis *dummies* indicadoras do nível de desenvolvimento humano e da renda média. Os resultados do modelo evidenciam que indivíduos do sexo masculino, brancos, jovens e escolarizados, casados e com filhos e chefes do domicílio possuem maior probabilidade de migrar. Além disso, se a UF de origem destes indivíduos é deprimida e/ou subdesenvolvida esta probabilidade aumenta.

É exatamente nessa perspectiva que este artigo pretende avançar, ao incorporar às abordagens individuais a influência das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de renda sobre a decisão de migrar. A incorporação destas variáveis aos modelos individuais funcionará como um indicador do sentimento de privação relativa dos indivíduos em termos de renda e de consumo em comparação aos seus respectivos grupos sociais de referência.

Além disso, os resultados dos exercícios empíricos serão analisados considerando a hipótese de transição migratória brasileira estabelecida por Baeninger (2000 e 2008), Brito (2002 e 2006) e Lima (2013). Segundo os autores, as trajetórias migratórias secundárias verificadas após 1995 passaram a ganhar importância no cenário nacional em detrimento das trajetórias primárias devido, fundamentalmente, à elevação da migração de retorno e da migração direcionada para as cidades médias brasileiras, que tendem a crescer a taxas mais elevadas do que as grandes metrópoles nacionais. Neste contexto, espera-se identificar se a elevação da atratividade das regiões com níveis absolutos de renda menos expressivos tem contribuído para minimizar o sentimento de privação relativa individual e, conseqüentemente, os deslocamentos em busca de melhores oportunidades de emprego e renda.

4.1 A contribuição das características individuais para a decisão de migrar

Antes de proceder à análise regional é interessante analisar os determinantes da migração no Brasil, considerando apenas as características individuais de cada migrante potencial. Os resultados destes modelos evidenciam quais seriam as principais condicionantes dos deslocamentos no país em uma situação hipotética, na qual seria possível isolar o processo migratório dos contextos socioeconômicos nacionais. Assim, é possível identificar se o processo migratório é seletivo do ponto de vista individual, ou seja, se grupos de indivíduos com características específicas possuem maior probabilidade de migrar. A tabela 3 apresenta as estimações dos modelos.

TABELA 3
Brasil: razão de riscos relativos do modelo de regressão logística para a condição de migração individual (1980-2010)

	1980	1991	2000	2010
sexo	1,113*** (0,003)	1,102*** (0,004)	1,085*** (0,004)	1,126*** (0,004)
branco	1,095*** (0,003)	1,024*** (0,004)	1,003 (0,003)	0,997 (0,003)
sitconj_uniao	1,483*** (0,006)	1,372*** (0,007)	1,261*** (0,005)	1,241*** (0,005)
getario45a54	1,257*** (0,007)	1,262*** (0,010)	1,270*** (0,009)	1,132*** (0,008)
getario35a44	1,733*** (0,009)	1,793*** (0,014)	1,696*** (0,011)	1,635*** (0,010)
getario25a34	2,630*** (0,013)	2,507*** (0,018)	2,337*** (0,015)	2,237*** (0,014)
escol_0a3	1,038*** (0,005)	0,999 (0,006)	0,995 (0,005)	0,772*** (0,005)
escol_4a7	0,891*** (0,005)	0,941*** (0,006)	0,943*** (0,005)	0,897*** (0,004)
escol_11a14	1,202*** (0,007)	1,113*** (0,008)	1,085*** (0,006)	1,032*** (0,005)
escol_15	1,961*** (0,042)	1,412*** (0,012)	1,473*** (0,010)	1,602*** (0,010)
_cons	0,034*** (0,000)	0,026*** (0,000)	0,029*** (0,000)	0,025*** (0,000)
Pseudo-R2	0,019	0,015	0,013	0,018
Número de observações	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.
 Elaboração dos autores.

Notas: * Variável significativa a 10%.

** Variável significativa a 5%.

*** Variável significativa a 1%.

Os resultados dos modelos indicam, para todo o período analisado, que a efetivação da migração é positivamente relacionada com a variável *sexo*. Os homens possuem maior probabilidade de migrar em comparação às mulheres e esta diferença manteve-se praticamente estável entre 1980 e 2010. Em média, os homens possuem uma probabilidade 10% maior de migrar. Em relação à cor (ou raça), em 1980 os indivíduos brancos possuíam uma probabilidade 9% mais elevada de migrar do que os indivíduos pretos e pardos. Todavia, este percentual decresceu ao longo do período analisado, aproximando-se de zero em 2010. Um argumento que pode ser utilizado para explicar este resultado refere-se ao enfraquecimento da discriminação por cor existente nos mercados de trabalho brasileiros, conforme destacado por Barros, Franco e Mendonça (2007b). Esta mudança nos mercados de trabalho nacionais pode ter estimulado a diminuição das incertezas em relação aos retornos

dos deslocamentos de indivíduos com características não produtivas tradicionalmente não beneficiadas no processo de inserção ocupacional.

Indivíduos que possuem situação conjugal estável têm maior probabilidade de migrar em comparação aos demais indivíduos em todo período analisado, provavelmente porque necessitam realizar deslocamentos para diversificar suas oportunidades de renda e emprego. Em 1980, estes indivíduos tinham probabilidade 48% maior de serem migrantes quando comparados às pessoas que não viviam em união estável. Este percentual se reduziu no período, estabelecendo-se em 24% em 2010. De forma geral, observa-se que chefes dos domicílios e seus respectivos cônjuges tendem a migrar conjuntamente, mas em uma proporção cada vez menos expressiva. Ou seja, nas últimas décadas aumentaram os deslocamentos de indivíduos solteiros, que possuem vínculos subjetivos menos expressivos com a região de origem.

Os resultados dos modelos indicam claramente a seletividade da migração em relação à idade dos indivíduos. O grupo etário mais jovem (25 a 34 anos) possui probabilidade de migrar significativamente mais elevada do que os demais elementos da amostra (há uma pequena diminuição da vantagem no período, sem quaisquer indícios de perda de posição deste grupo). As estimações confirmam as hipóteses sobre a maior facilidade de deslocamento dos jovens, visto que os mesmos possuem maior propensão ao risco e maior capacidade de adaptação a novos contextos sociais.

Em relação ao nível de escolaridade, são observadas tendências específicas para cada grupo de análise. Indivíduos com menores níveis de escolaridade (zero a três anos de estudo) possuíam, em 1980, probabilidade de migrar aproximadamente 4% mais elevada do que os indivíduos com níveis de escolaridade intermediária e elevada. Este resultado provavelmente é uma consequência da migração estimulada por fatores negativos que dificultam a inserção individual em suas respectivas regiões de origem. Os migrantes com tais características tendem a interpretar a mobilidade espacial como mobilidade social, ainda que efetivamente este resultado não seja verificado. Este argumento pode ser utilizado para explicar parte dos fluxos migratórios que ocorriam no Brasil no final da década de 1970 entre áreas comparáveis da região Nordeste (origem) e São Paulo (destino). Nos anos censitários posteriores, observa-se uma inversão desta probabilidade, de tal forma que indivíduos pouco escolarizados passam a ter, em 2010, uma probabilidade de migrar 20% mais baixa do que os mais escolarizados; um provável reflexo da diminuição percentual deste grupo no total da população brasileira e/ou da elevação da percepção de suas dificuldades de inserção mesmo em conjunturas mais favoráveis (permanecer na origem seria menos prejudicial do que migrar e não obter emprego).

Os indivíduos mais escolarizados (onze a quatorze e quinze ou mais anos de estudo) possuem maior probabilidade de migrar em relação aos demais grupos em todo o período. Há uma pequena redução desta probabilidade entre 1980 e 2010;

contudo, esta perda é insuficiente para afetar a seletividade da migração em termos educacionais. Por exemplo, em 1980 a probabilidade de migrar dos indivíduos com quinze anos de estudo ou mais era 96% maior do que a probabilidade dos demais grupos; entre 1991 e 2000, este percentual caiu para aproximadamente 40%, reflexo da conjuntura econômica nacional desfavorável que desestimulou deslocamentos populacionais internos; em 2010, este percentual se recuperou, estabelecendo-se em 60%. Os indivíduos que apresentam estas características tendem a ser beneficiados pela efetivação da migração, pois altos níveis de escolaridade facilitam a inserção individual nos mercados de trabalho, tanto em regiões dinâmicas quanto estagnadas.

De forma geral, os resultados dos modelos de determinação da condição de migração individual, que incorporam apenas características sociodemográficas individuais, indicam que os homens, brancos, jovens, com situação conjugal estável e com elevados níveis de escolaridade possuem maior probabilidade de migrar no Brasil no período entre 1980 e 2010, corroborando as análises sobre o tema (Justo e Silveira Neto, 2008b). Há evidências de elevação da probabilidade de migrar das mulheres e de indivíduos pretos e pardos; contudo, estas características ainda não são as mais beneficiadas pelo processo migratório, que tende a ser seletivo.

4.2 As taxas de pobreza regionais e os impactos destas sobre a decisão individual de migrar

A pobreza é considerada, em termos econômicos, uma situação de privação material, social, cultural ou de acesso a determinados recursos (Martini, 2010). Pode ser caracterizada como de natureza absoluta, relativa ou subjetiva e sua identificação depende dos critérios de definição e mensuração adotados (Rocha, 2003).

Segundo Sen (1999), a pobreza tem uma natureza simultaneamente absoluta e relativa, pois apesar da posse de bens e da percepção da privação de bem-estar (exclusão social) variarem de acordo com cada sociedade, há um núcleo absoluto neste fenômeno, caracterizado por necessidades humanas básicas comuns a todos os contextos. Neste sentido, a pobreza precisa ser analisada sob um ponto de vista multidimensional.

A mensuração da pobreza requer, primeiramente, a identificação dos indivíduos pobres em uma determinada sociedade (definição da linha de pobreza), o que permitirá calcular sua intensidade de acordo com os padrões de necessidades básicas vigentes nessa sociedade. Em seguida, deve-se criar um índice que considere todas as medidas de privação dos indivíduos pobres da comunidade, que viabilize a comparação com os indicadores das demais localidades (Martini, 2010).

O critério para definição da linha de pobreza adotado neste artigo considera pobre o indivíduo que possui rendimentos mensais inferiores a um quarto do salário mínimo vigente em 2010, a saber, R\$ 510,00. Ressalta-se que os valores da linha de pobreza (R\$ 127,50 em 2010) foram ajustados para cada ano censitário em análise

por intermédio do INPC. A adoção deste critério é justificada por esta ser a principal referência para a inclusão de indivíduos em programas sociais do governo federal.

O índice de pobreza utilizado foi o proposto por Foster, Greer e Thorbecke (1984) e pode ser empregado para calcular a proporção de famílias abaixo da linha de pobreza, a renda média das famílias pobres e a medida de desigualdade e de privação relativa das famílias pobres. Os modelos estimados visam identificar a influência da taxa de pobreza regional sobre a decisão individual de migrar. O objetivo é avaliar se regiões mais pobres são caracterizadas pela repulsão populacional. Os resultados dos modelos podem ser visualizados na tabela 4.

TABELA 4

Brasil: razão de riscos relativos do modelo de regressão logística para a condição de migração individual, segundo a taxa de pobreza do local de residência (1980-2010)

	Origem (data fixa)				Destino (data de recenseamento)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
sexo	1,113*** (0,006)	1,102*** (0,005)	1,087*** (0,006)	1,123*** (0,006)	1,113*** (0,012)	1,101*** (0,005)	1,085*** (0,007)	1,123*** (0,006)
branco	1,251** (0,110)	1,061 (0,098)	1,049 (0,074)	0,944 (0,066)	1,065 (0,108)	0,965 (0,091)	0,996 (0,080)	0,938 (0,079)
sitconj_uniao	1,461*** (0,042)	1,366*** (0,015)	1,258*** (0,017)	1,246*** (0,014)	1,489*** (0,045)	1,381*** (0,023)	1,261*** (0,022)	1,246*** (0,019)
getario45a54	1,267*** (0,031)	1,258*** (0,021)	1,271*** (0,037)	1,136*** (0,042)	1,254*** (0,015)	1,268*** (0,023)	1,270*** (0,022)	1,136*** (0,019)
getario35a44	1,726*** (0,029)	1,785*** (0,021)	1,690*** (0,077)	1,655*** (0,073)	1,734*** (0,035)	1,806*** (0,050)	1,696*** (0,058)	1,657*** (0,049)
getario25a34	2,579*** (0,055)	2,481*** (0,065)	2,315*** (0,150)	2,288*** (0,161)	2,639*** (0,112)	2,545*** (0,133)	2,339*** (0,137)	2,291*** (0,094)
escol_0a3	0,837** (0,062)	0,947 (0,057)	0,943** (0,024)	0,823*** (0,024)	1,084 (0,120)	1,088 (0,100)	1,002 (0,075)	0,828*** (0,034)
escol_4a7	0,856*** (0,035)	0,930 (0,044)	0,934** (0,026)	0,918*** (0,018)	0,897* (0,053)	0,956 (0,057)	0,944 (0,047)	0,920*** (0,028)
escol_11a14	1,188*** (0,051)	1,106*** (0,034)	1,078** (0,037)	1,030 (0,023)	1,206*** (0,045)	1,124*** (0,025)	1,086*** (0,022)	1,030 (0,022)
escol_15	2,013*** (0,219)	1,418*** (0,119)	1,483*** (0,126)	1,592*** (0,089)	1,955*** (0,176)	1,406*** (0,060)	1,472*** (0,064)	1,592*** (0,071)
pobreza	3,186*** (1,300)	1,519* (0,608)	3,304* (2,108)	0,429** (0,155)	0,776 (0,307)	0,485** (0,171)	0,827 (0,450)	0,390*** (0,129)
_cons	0,020*** (0,006)	0,024*** (0,005)	0,025*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,038*** (0,014)	0,030*** (0,007)	0,030*** (0,006)	0,028*** (0,004)
Pseudo-R2	0,027	0,016	0,014	0,019	0,020	0,017	0,013	0,019
Número de observações	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * Variável significativa a 10%.

** Variável significativa a 5%.

*** Variável significativa a 1%.

A hipótese de que regiões mais pobres são incapazes de reter suas respectivas populações ou de atrair migrantes é confirmada pelos resultados dos modelos estimados. O sentimento de privação relativa é mais expressivo em áreas regionais comparáveis com maiores níveis de pobreza; logo, estas regiões tornam-se pouco atraentes para os indivíduos que buscam melhores condições de vida e elevação de seu bem-estar.

Os modelos para as regiões de origem evidenciam que a probabilidade de migrar de um indivíduo que reside na data fixa em uma área regional comparável com maior proporção de pobres é significativamente superior à probabilidade de migrar dos indivíduos residentes em ACs com taxas de pobreza menores. Quanto mais expressiva é a proporção de pobres, menor é a capacidade de retenção populacional da localidade. Em outras palavras, a taxa de pobreza funciona como um fator de repulsão populacional nas respectivas regiões de origem dos potenciais migrantes. Nota-se que em 2010 há uma reversão do sinal da razão de risco relativo da variável *pobreza* para o modelo de origem, o que parece indicar um ponto de inflexão na relação entre taxa de pobreza e migração. Há dois prováveis argumentos para justificar este resultado. Primeiro, pode-se supor que a política de valorização do salário mínimo no Brasil na última década afetou favoravelmente a estimação para este ano; e em segundo pode-se supor que a generalização dos programas sociais brasileiros, fundamentados na transferência de renda, tenha estimulado a permanência em áreas comparáveis mais pobres, uma vez que o benefício recebido é menos incerto do que a remuneração que pode ser obtida no caso da efetivação do deslocamento.¹⁷

A análise dos modelos para as regiões de destino dos potenciais migrantes corrobora as tendências identificadas pelos modelos de origem. A taxa de pobreza diminui a atratividade dos prováveis destinos dos migrantes. Um indivíduo que reside na data do censo em uma área regional comparável com elevada proporção de pobres possui uma probabilidade muito inferior de ser migrante em relação à probabilidade dos indivíduos residentes em ACs com baixas taxas de pobreza. Esta observação é válida para todos os anos analisados.

Os resultados dos modelos evidenciam que quando as condições socioeconômicas locais são desfavoráveis há um estímulo para a não permanência nestas localidades. A migração, neste contexto, pode ser interpretada como uma estratégia para minimização dos riscos de renda associados às falhas de mercado, como enfatizam os teóricos da NEML (Stark, 1991; Taylor, 1999). O sentimento de privação relativa estimula a emigração nas regiões mais pobres e desestimula a imigração para estas regiões. A utilização de um conceito de pobreza relativo evidencia que a probabilidade de migrar se altera devido às variações na renda do entorno social

17. A inexistência de quesitos migratórios sobre o recebimento de renda proveniente de programas sociais nos censos demográficos de 1980 e 1991 inviabiliza a estimação de modelos que avaliem a influência destes benefícios sobre a decisão individual de migrar. Os autores estão cientes da importância desta variável para os fluxos migratórios nacionais, todavia, o horizonte de tempo analisado e a base de dados utilizada impossibilitam sua inclusão nos modelos estimados.

(grupo de referência) do migrante potencial. Além disso, fica claro que o padrão de distribuição de renda também afeta esta probabilidade; logo, é interessante analisar sua influência sobre a efetivação do deslocamento.

4.3 A influência dos padrões regionais de distribuição de renda sobre os deslocamentos populacionais no Brasil

O sentimento de privação em relação ao grupo social de referência é um dos incentivos para a efetivação da migração (Stark e Taylor, 1989 e 1991; Stark, 1991). Quanto mais desigual for a distribuição de renda de uma localidade, maior será o sentimento de privação relativa e, conseqüentemente, maiores serão os incentivos para a emigração. Ou na perspectiva extrarregional, menores os estímulos para a imigração.

O coeficiente de Gini é a medida mais comumente utilizada para mensurar a desigualdade de renda. Este coeficiente assume valores entre 0 e 1 para indicar o grau de desigualdade de determinada região. Quanto mais desigual a distribuição de renda, maior será o valor do coeficiente de Gini; quanto menos desigual, menor será o seu valor.

Barros *et al.* (2007a) analisam a evolução do coeficiente de Gini para o Brasil e evidenciam que a partir de 2001 seu nível de desigualdade de renda começou a declinar. Todavia, apesar desta diminuição, ainda são verificados elevados níveis de desigualdade no país, especialmente quando são realizadas comparações no âmbito internacional. Além disso, os autores identificam que o ritmo desta diminuição da desigualdade tornou-se menos expressivo a partir de 2006, o que pode comprometer sua evolução. Vale salientar que diversos estudos têm atribuído a queda da desigualdade à intensificação das políticas de transferência de renda e de valorização do salário mínimo, intensificadas na segunda metade da década de 2000 (Soares, 2010).

Para analisar a influência do padrão de distribuição de renda brasileiro sobre a decisão individual de migrar entre 1980 e 2010, utiliza-se o rendimento domiciliar *per capita*. A medida de desigualdade é o coeficiente de Gini. A tabela 5 fornece os resultados dos modelos para as regiões de origem e de destino dos potenciais migrantes.

TABELA 5
Brasil: razão de riscos relativos do modelo de regressão logística para a condição de migração individual segundo o padrão de distribuição de renda do local de residência (1980-2010)

	Origem (data fixa)				Destino (data de recenseamento)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
sexo	1,113*** (0,006)	1,101*** (0,005)	1,085*** (0,005)	1,126*** (0,006)	1,113*** (0,012)	1,100*** (0,005)	1,083*** (0,007)	1,124*** (0,006)
branco	1,146** (0,074)	1,049 (0,070)	1,011 (0,063)	1,092 (0,061)	1,124 (0,082)	1,038 (0,058)	0,980 (0,053)	0,894* (0,056)
sitconj_uniao	1,483*** (0,042)	1,362*** (0,014)	1,261*** (0,016)	1,252*** (0,014)	1,484*** (0,043)	1,357*** (0,016)	1,253*** (0,017)	1,227*** (0,014)

(Continua)

(Continuação)

	Origem (data fixa)				Destino (data de recenseamento)			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
getario45a54	1,255*** (0,029)	1,255*** (0,023)	1,270*** (0,037)	1,130*** (0,040)	1,256*** (0,015)	1,253*** (0,019)	1,263*** (0,020)	1,131*** (0,018)
getario35a44	1,724*** (0,030)	1,773*** (0,021)	1,694*** (0,078)	1,623*** (0,072)	1,731*** (0,031)	1,765*** (0,040)	1,679*** (0,051)	1,643*** (0,046)
getario25a34	2,615*** (0,064)	2,459*** (0,069)	2,331*** (0,155)	2,213*** (0,160)	2,628*** (0,118)	2,441*** (0,120)	2,306*** (0,124)	2,258*** (0,090)
escol_0a3	1,014 (0,075)	0,950 (0,043)	0,991 (0,034)	0,758*** (0,035)	1,029 (0,161)	0,929 (0,091)	0,981 (0,069)	0,793*** (0,035)
escol_4a7	0,898*** (0,029)	0,931* (0,037)	0,942** (0,022)	0,906*** (0,017)	0,899* (0,054)	0,925 (0,046)	0,936* (0,037)	0,889*** (0,019)
escol_11a14	1,191*** (0,053)	1,109*** (0,032)	1,081** (0,039)	1,017 (0,020)	1,195*** (0,044)	1,112*** (0,023)	1,096*** (0,020)	1,053*** (0,017)
escol_15	1,967*** (0,202)	1,420*** (0,123)	1,468*** (0,126)	1,554*** (0,097)	1,952*** (0,165)	1,428*** (0,065)	1,514*** (0,054)	1,667*** (0,054)
gini_q4	1,361*** (0,140)	1,063 (0,184)	1,129* (0,081)	1,400* (0,257)	1,155 (0,194)	0,971 (0,194)	0,720*** (0,066)	0,466*** (0,053)
gini_q3	0,799 (0,218)	0,656* (0,167)	0,968 (0,140)	1,171** (0,074)	0,782 (0,287)	0,515** (0,162)	0,547*** (0,118)	0,684*** (0,044)
gini_q2	0,960 (0,185)	1,004 (0,158)	1,110 (0,259)	0,868 (0,155)	1,064 (0,284)	1,065 (0,191)	0,568*** (0,113)	0,642** (0,144)
_cons	0,032*** (0,003)	0,029*** (0,005)	0,027*** (0,002)	0,021*** (0,001)	0,033*** (0,007)	0,031*** (0,007)	0,043*** (0,004)	0,038*** (0,002)
Pseudo-R2	0,024	0,019	0,013	0,022	0,021	0,024	0,020	0,026
Número de observações	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332	8.088.455	5.582.196	6.745.692	8.373.332

Fonte: Microdados dos censos demográficos 1980-2010/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * Variável significativa a 10%.

** Variável significativa a 5%.

*** Variável significativa a 1%.

Os resultados dos modelos evidenciam que os impactos do padrão de distribuição regional de renda sobre o bem-estar individual afetam a decisão de migrar. Para as regiões de origem dos migrantes observa-se o seguinte padrão: indivíduos residentes na data fixa em áreas regionais comparáveis pertencentes ao quartil mais elevado do coeficiente de Gini (maior desigualdade) possuem maior probabilidade de migrar em comparação aos indivíduos residentes em ACs pertencentes aos demais quartis da distribuição. Em outras palavras, a desigualdade equivale a um fator de repulsão populacional: o elevado sentimento de privação relativa, provocado pelo grande nível de desigualdade, funciona como um incentivo à migração. Em contrapartida, áreas comparáveis com níveis intermediários ou baixos de desigualdade tendem a reter suas respectivas populações.

Ressalta-se que o quartil intermediário da distribuição do coeficiente de Gini (terceiro) verifica uma alteração de sua *odds ratio* em 2010, o que pode indicar

maior sensibilidade dos indivíduos ao sentimento de privação relativa mesmo em áreas comparáveis que não apresentam níveis elevados de desigualdade. As *odds ratio* da variável indicadora do segundo quartil do coeficiente de Gini (*gini_q2*) para 1991 e 2000 (maiores do que 1) não devem necessariamente ser consideradas como “quebras” de comportamento, pois os resultados pertencem ao intervalo de confiança das estimações obtidas.

A análise dos modelos para as regiões de destino dos migrantes evidencia que áreas mais desiguais tendem a atrair poucos indivíduos, corroborando as tendências identificadas pelos modelos de origem. Estes resultados podem ser interpretados como uma consequência da preferência dos migrantes por residir nas respectivas regiões de origem em contextos sociais desfavoráveis. As instabilidades geradas pela residência em regiões com elevadas disparidades de renda podem ter um custo de oportunidade menos expressivo nos contextos sociais em que os potenciais migrantes possuem maior inserção e/ou grau de familiaridade. Logo, altos níveis de desigualdade na distribuição de renda das regiões de residência na data do censo (destino) funcionam como fatores de baixa atratividade.

Verifica-se que regiões de destino com baixos valores do coeficiente de Gini eram mais atraentes para os imigrantes entre 1980 e 1991. Todavia, esta situação inverteu-se nos anos recentes: a probabilidade de migrar dos indivíduos que residiam na data do censo em áreas comparáveis com níveis menos expressivos de desigualdade caiu em comparação aos demais grupos. Observa-se que do ponto de vista do destino o processo migratório tornou-se mais sensível a quaisquer níveis de desigualdade de renda.

Esses resultados provavelmente são uma consequência da redução da desigualdade da distribuição de renda brasileira nos últimos anos. Apesar de ainda verificar elevados níveis de desigualdade, as perspectivas de redução dos coeficientes de Gini regionais têm influenciado a permanência dos indivíduos em suas respectivas regiões de origem, mesmo em conjunturas não muito favoráveis. Mais especificamente, é provável que a diminuição do sentimento de privação relativa proporcionada por políticas de transferência de renda para os estratos sociais mais baixos da população esteja funcionando, em alguma medida, como um mecanismo de gerenciamento dos fluxos migratórios nacionais.

Em síntese, os modelos estimados evidenciam que os níveis de pobreza e de desigualdade de renda funcionam como um importante fator de repulsão populacional nas regiões de origem e de destino dos migrantes. Todavia, os resultados para 2010 indicam que pode estar ocorrendo uma alteração da influência destas variáveis sobre a condição de migração individual, especialmente nas localidades de origem dos potenciais migrantes, o que provavelmente está relacionado ao processo de transição migratória nacional. O aumento dos deslocamentos de

retorno às tradicionais regiões de origem brasileiras (localizadas fundamentalmente nos estados da região Nordeste e em Minas Gerais) e em direção às cidades médias (localizadas principalmente na região Centro-Sul do país) tem proporcionado a expansão das trajetórias migratórias secundárias em detrimento de suas trajetórias dominantes. Estes deslocamentos secundários podem contribuir para a redução do sentimento de privação relativa e, conseqüentemente, para a reconfiguração dos fluxos migratórios, por dois motivos fundamentais: *i*) a migração de retorno, conforme evidenciam Ramalho e Queiroz (2011), tende a gerar ganhos salariais (especialmente para os indivíduos mais escolarizados); logo, a situação deste remigrados em relação ao grupo social de referência torna-se mais favorável; e *ii*) as cidades médias tendem a apresentar níveis absolutos de renda e de desigualdade menos expressivos em comparação às grandes metrópoles, conforme dados do Ipea (2010). De forma recíproca, a redução das taxas de pobreza e de desigualdade de renda nas tradicionais regiões de origem dos migrantes brasileiros e o crescimento expressivo do produto interno bruto (PIB) *per capita* das cidades médias têm contribuído para a intensificação dos deslocamentos secundários da mão de obra. Observa-se, assim, uma relação bastante complexa entre a evolução dos indicadores de pobreza e de desigualdade regionais e o processo de transição migratória nacional, cuja dinâmica é fundamental para a superação dos obstáculos ao desenvolvimento sustentável de longo prazo.

Embora os resultados indiquem que a redução da desigualdade de renda e da pobreza no país provavelmente tem contribuído para o arrefecimento de suas trajetórias migratórias dominantes (das regiões pobres para as mais ricas), as perspectivas não são tão favoráveis. Segundo Soares (2010), são necessárias políticas mais amplas para que esta redução e suas conseqüências para a dinâmica socioeconômica brasileira sejam sustentáveis no longo prazo. São necessárias melhorias nos sistemas educacionais, tributários, industriais, regionais, culturais etc., para a efetiva diminuição do fosso social no Brasil e, conseqüentemente, dos deslocamentos populacionais provocados pelo mesmo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A dinâmica dos deslocamentos da mão de obra de uma determinada região está intrinsecamente relacionada ao processo de desenvolvimento socioeconômico desta (Singer, 1973). Elevadas taxas regionais de pobreza e de desigualdade de rendimentos podem se traduzir em um expressivo sentimento de privação relativa, em termos de renda e consumo individual e, conseqüentemente, em significativos fluxos migratórios em direção às regiões com melhores oportunidades de emprego e renda. Estes deslocamentos, segundo os teóricos da NELM, são parte de uma estratégia de maximização da renda esperada de uma unidade domiciliar: espera-se pelo menos manter o nível de renda da unidade com o deslocamento de algum de seus membros para uma região mais dinâmica (Taylor, 1999).

No caso do Brasil, é possível observar que o padrão migratório dominante no processo de desenvolvimento recente do país (pós-1950) é caracterizado por elevados deslocamentos populacionais das regiões brasileiras mais pobres (estados do Nordeste e Minas Gerais) para as regiões mais dinâmicas e com maiores níveis de renda (principalmente São Paulo). Apesar deste padrão manter a sua posição no cenário nacional, verifica-se nas duas últimas décadas, principalmente após 1995, o aumento da importância das trajetórias migratórias secundárias direcionadas para as cidades médias brasileiras e para a migração de retorno, o que parece indicar um processo de migração transitória, conforme enfatizam Baeninger (2000 e 2008), Brito (2002 e 2006) e Lima (2013). Os autores ressaltam que as transformações socioeconômicas ocorridas no Brasil a partir de meados da década de 1990, como a redução das taxas de pobreza e de desigualdade de renda, podem ter contribuído para a intensificação deste processo de transição.

Nesse contexto, este artigo procurou analisar a influência das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de renda sobre a condição migratória individual no Brasil entre 1980 e 2010. A análise buscou identificar em que medida contextos regionais desfavoráveis em relação às oportunidades de emprego e renda podem afetar a probabilidade individual de migração, uma vez que possuem impactos significativos sobre o sentimento de privação relativa em comparação ao grupo social de referência dos indivíduos.

A partir da análise dos microdados dos censos demográficos de 1980 a 2010 e utilizando modelos de regressão logística, foi possível observar que as taxas de pobreza e de desigualdade de rendimentos funcionam com um importante fator de repulsão populacional, tanto para as regiões de origem quanto de destino dos potenciais migrantes. Ou seja, as regiões mais pobres e com maiores níveis de desigualdade de renda tendem a ser caracterizadas pela incapacidade de reter suas respectivas populações e pela baixa capacidade de atrair indivíduos de outras regiões. Os indivíduos que residem em áreas com estas características tendem a ter maior probabilidade de migrar em todo o período analisado quando comparados aos demais indivíduos. A principal justificativa para este resultado refere-se ao elevado sentimento de privação relativa existente nestas regiões e às escassas oportunidades de renda e emprego locais, o que estimula a efetivação do deslocamento. A migração é considerada, assim, uma estratégia para a maximização da renda esperada, como enfatizam os teóricos da NELM, apesar dos riscos monetários e psicológicos envolvidos no deslocamento.

Todavia, é importante salientar que os resultados dos modelos para o ano 2010 indicam que pode estar ocorrendo uma alteração da influência destas variáveis sobre a condição de migração individual, especialmente nas regiões de origem dos potenciais migrantes, pois a probabilidade de migrar dos indivíduos residentes

nestas regiões diminuiu no final do período analisado. Uma provável justificativa para este resultado refere-se à generalização dos programas de transferência de renda do governo brasileiro, os quais podem estar estimulando a permanência em áreas comparáveis mais pobres e desiguais devido à garantia de recebimento do benefício em comparação à incerteza do retorno do deslocamento. Além disso, a diminuição das taxas regionais de pobreza e de desigualdade de renda no Brasil, conforme evidenciam Barros *et al.* (2007a), tem influenciado a permanência dos indivíduos em suas respectivas regiões de origem, mesmo em conjunturas não muito favoráveis. Em geral, parece haver uma preferência dos indivíduos por residir em suas regiões de origem se as perspectivas de crescimento são favoráveis. Ou seja, a perspectiva de redução do sentimento de privação relativa, estimulada quer por políticas de transferência de renda, quer pela retomada da dinâmica econômica local, tem funcionado como um mecanismo de gerenciamento dos fluxos migratórios, contribuindo para o processo de transição migratória nacional (intensificação das trajetórias migratórias secundárias – migração de retorno e para as cidades médias).

Apesar dos resultados dos modelos indicarem que a redução das taxas de pobreza e de desigualdade no Brasil, provavelmente, tem contribuído para o aumento das trajetórias migratórias secundárias no país, as perspectivas para a dinâmica do desenvolvimento socioeconômico nacional não são tão favoráveis. Segundo Soares (2010), a continuidade do processo de redução das disparidades regionais no país e, conseqüentemente, a diminuição das trajetórias migratórias dominantes (das regiões pobres para as ricas) exigem o estabelecimento de políticas públicas de caráter mais amplo (reformas dos sistemas educacional, tributário, industrial, cultural etc.). Os deslocamentos da força de trabalho em contextos regionais, com elevado grau de heterogeneidade, não apresentam uma tendência à estagnação; pelo contrário, são estabelecidos novos fluxos migratórios, mais complexos e que não guardam uma relação linear com os níveis de desenvolvimento local. Estas características precisam ser incorporadas à análise se o objetivo das políticas econômicas é a coesão nacional.

ABSTRACT

The study of migration and development interactions is essential to understand regional growth trajectories. The aim of this paper is to identify the influence of regional poverty rates and income inequality levels to the individual migration decision in Brazil between 1980 and 2010. To achieve this goal, we analyze data from demographic census, provided by IBGE, using logistic models. Data analysis shows that migration patterns in Brazil are extremely related with the regional levels of poverty and income inequality. The higher the regional levels of poverty and income inequality, the higher the feeling of individual relative deprivation and, consequently, the higher the probability of individual migration. Displacements are a strategy to minimize the risk of household's income decrease.

Keywords: regional development; migration; poverty; Gini index; relative deprivation.

REFERÊNCIAS

BAENINGER, R. Novos espaços da migração no Brasil: anos 1980 e 1990. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 12., 2000, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 2000.

_____. Rotatividade migratória: um novo olhar para as migrações no século XXI. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 2008.

BARROS, R. P. *et al.* **A queda recente da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007a. 22 p. (Texto para Discussão, n. 1258).

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007b. 30 p. (Texto para Discussão, n. 1288).

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, part 2, p. 9-49, Oct. 1962.

BRITO, F. Brasil, final de século: a transição para um novo padrão migratório? *In: CARLEIAL, A. N. (Org).* **Transições migratórias**. Fortaleza: Iplance, 2002. (Edições Iplance).

_____. O deslocamento da população brasileira para as metrópoles. **Estudos Avançados**, v. 57, p. 221-236, 2006.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. 9 p. (Texto para Discussão, n. 897).

CUSHING, B.; JACQUES, P. Crossing boundaries and borders: regional science advances in migration modeling. **Papers in Regional Science (RSAI)**, v. 83, issue 1, p. 317-338, Jan. 2004.

DA MATA, D. *et al.* **Quais as características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?** Brasília: Ipea, 2007. 20 p. (Texto para Discussão, n. 1305).

DE HAAS, H. The internal dynamics of migration process. *In: IMSCOE CONFERENCE ON THEORIES OF MIGRATION AND SOCIAL CHANGE*, 2008, Oxford. **Anais...** Oxford: University of Oxford, 2008.

FOSTER, J.; GREER, J; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, p. 761-766, 1984.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censos Demográficos 1980, 1991, 2000 e 2010**. Disponível em: <<http://goo.gl/FSSRo7>>. Acesso em: 30 nov. 2013.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Perspectivas do desenvolvimento brasileiro**: livro 10. Brasília: Ipea, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/MqUeVj>>.

JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. M. O que determina a migração interestadual no Brasil? Um modelo espacial para o período 1980-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 4, out.-dez. 2008a.

_____. Quem são e para onde vão os migrantes no Brasil? O perfil do migrante interno brasileiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2008b.

LEWIS, A. Economic development with unlimited supplies of labour. **Manchester School of Economic and Social Studies**, v. 22, p. 139-191, 1954.

LIMA, A. C. C. **Desenvolvimento regional e fluxos migratórios no Brasil**: uma análise para o período 1980-2010. 2013. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013. 283 p.

MARTINI, R. A. Um ensaio sobre os aspectos teóricos e metodológicos da economia da pobreza. **Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 24, p. 81-102, 2010.

MASSEY, D. S. *et al.* Theories of international migration: a review and appraisal. **Population and Development Review**, v. 19, n. 3, p. 431-466, Sept. 1993.

RAMALHO, H. M. B.; QUEIROZ, V. S. Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 3, dez. 2011.

RAVENSTEIN, E. G. The laws of migration. **Journal of the Statistical Society of London**, v. 48, n. 2, p. 167-235, Jun. 1885.

_____. The laws of migration. **Journal of the Statistical Society of London**, v. 52, n. 2, p. 241-305, Jun. 1889.

REIS, J. E. *et al.* Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CARTOGRAFIA HISTÓRICA, 1., 2011, Paraty. **Anais...** Paraty: UFMG, 2011.

RIGOTTI, J. I. R. **Técnicas de mensuração das migrações, a partir de dados censitários**: aplicações aos casos de Minas Gerais e São Paulo. 1999. Tese (Doutorado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1999. 142 p.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: afinal, do que se trata? Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Editora Companhia das Letras, 1999. (Série Prêmio Nobel).

SINGER, P. Migrações internas: considerações teóricas sobre seu estudo. *In*: _____. (Org.). **Economia política da urbanização**. São Paulo: Editora Brasiliense, 1973.

SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, part 2, p. 80-93, Oct. 1962.

SOARES, S. S. D. O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável? **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 3 (119), p. 364-380, jul.-set. 2010.

STARK, O. On the role of urban-to-rural remittances in rural development. **The Journal of Development Studies**, v. 16, n. 3, p. 369-374, 1980.

_____. **The migration of labor**. Cambridge; Oxford: Blackwell, 1991.

STARK, O.; BLOOM, D. E. The new economics of labor migration. **American Economic Review**, v. 75, n. 2, p. 173-178, May 1985.

STARK, O.; TAYLOR, J. E. Relative deprivation and international migration. **Demography**, v. 26, n. 1. p. 1-14, Febr. 1989.

_____. Migration incentives, migration types: the role of relative deprivation. **The Economic Journal**, v. 101, n. 408, p. 1163-1178, Sept. 1991.

TAYLOR, J. E. The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process. **International Migration**, v. 37, n. 1, 1999.

TODARO, M. P. A model of labor migration and urban unemployment in the less developed countries. **American Economic Review**, v. 59, n. 1, p. 136-148, March 1969.

(Originais submetidos em junho de 2014. Última versão recebida em outubro de 2014. Aprovada em outubro de 2014.)

IMPOSTO SOBRE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS: CARGA SETORIAL E ASPECTOS DISTRIBUTIVOS

Nelson Leitão Paes¹

Este artigo analisou a tributação do imposto sobre produtos industrializados (IPI) sob a ótica da incidência tributária. O estudo foi detalhado, envolvendo várias bases de dados. Na produção, a metodologia consistiu em se calcular as alíquotas médias setoriais, enquanto no nível das famílias procedeu-se ao cálculo da distribuição da carga do imposto entre estas. O período analisado foi 2001-2007, 2010 e 2012. Um dos importantes diferenciais deste trabalho foi a aplicação cuidadosa da legislação tributária. Os resultados mostram a forte concentração do IPI em alguns setores como bebidas, fumo e veículos, com tendência de queda nas alíquotas em todo o período, com reduções mais acentuadas a partir de 2010. Em relação às famílias, verificou-se que o impacto do IPI é relativamente baixo e que o imposto é levemente regressivo. Observou-se que as desonerações concedidas a partir de 2009 acentuaram a regressividade do IPI.

Palavras-chave: IPI; carga tributária; setores econômicos; política tributária.

JEL: H20; H22; H25.

1 INTRODUÇÃO

O imposto sobre produtos industrializados (IPI) tem um papel relevante nas políticas setoriais do governo federal. Dada a sua incidência apenas sobre a indústria, a estrutura de suas alíquotas nominais e a maior facilidade para a alteração das alíquotas, este imposto tem sido usado de maneira recorrente para estimular determinados setores da economia brasileira.

É importante, portanto, conhecer como está distribuída a carga do IPI entre os setores econômicos, já que este se constitui em um dos principais instrumentos de atuação governamental na economia, cujas alíquotas podem ser alteradas por decreto e com efeito imediato. Por este motivo o imposto foi bastante utilizado pelo governo brasileiro no enfrentamento da crise econômica iniciada em 2008. Assim, ao contrário de outros tributos que mantêm relativa estabilidade de alíquotas no tempo, o IPI apresenta grande volatilidade, com alterações frequentes. Porém, calcular a carga setorial não é tarefa simples, já que as alíquotas do imposto estão elencadas na tabela de incidência do IPI (Tipi) e associadas a milhares de produtos.

Este artigo se propõe a calcular as alíquotas setoriais médias por setor econômico. O trabalho foi desenvolvido observando rigorosamente a legislação tributária federal aplicável com o auxílio da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Construiu-se uma série de dados no período 2001-2007, 2010 e 2012 mostrando a evolução das alíquotas setoriais, que atesta

1. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE).
E-mail: <nlpaes@gmail.com>.

a opção do governo de reduzir a carga tributária em certos setores da economia. Esta tendência foi mais acentuada a partir de 2010, na tentativa de minimizar os impactos adversos da crise econômica mundial iniciada em 2008.

Os resultados setoriais foram aproveitados na construção da incidência do IPI sobre as famílias. Com o auxílio dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008-2009, também do IBGE, calculou-se a carga deste imposto sobre cada centil da distribuição da POF. Observou-se que o IPI é levemente regressivo. Porém, os resultados sugerem que as reduções do imposto ocorridas a partir de 2009 aumentaram a regressividade deste. Apesar de este tributo ter impacto relativamente pequeno sobre as famílias, as constantes alterações de alíquota acabam por impactar com frequência as famílias.

A metodologia utilizada neste estudo é inovadora na literatura nacional ao calcular, com grande detalhe, a carga de tributos em cada produto industrial da PIA e, de posse destes dados, estimar o peso do imposto nas famílias que adquirem tais produtos.

Este artigo conta com cinco seções, além desta introdução. A seção 2, traz uma breve revisão da literatura empírica sobre a incidência tributária no Brasil. A seção 3 detalha o funcionamento e a importância do IPI, enquanto a seção 4 traça a metodologia e apresenta os resultados no cálculo das alíquotas setoriais. A seção 5 trata da incidência tributária do IPI sobre as famílias. Por fim, a seção 6 tece as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

No Brasil, estimativas para o peso da carga fiscal no país têm sido calculadas principalmente em exercícios distributivos. A aplicação mais comum é a de se obter valores aproximados para a carga de tributos suportada por grupos familiares, obtidos com o auxílio das POFs divulgadas periodicamente pelo IBGE.

Um dos primeiros trabalhos nessa linha de pesquisa foi o de Vianna *et al.* (2000) que, utilizando os microdados da POF 1995-1996, concluíram que a carga indireta é bastante regressiva para o caso brasileiro, sendo que as famílias com recebimentos de até dois salários mínimos são as mais penalizadas e as regiões metropolitanas mais pobres (como Fortaleza e Belém) as tributam mais pesadamente do que as mais ricas (São Paulo e Porto Alegre).

A Receita Federal do Brasil, em trabalho publicado em 2002 (Brasil, 2002), também se ocupou sobre a questão da regressividade na tributação do consumo. Especificamente em relação ao IPI, o texto apresenta alíquotas efetivas – calculadas sobre a despesa total e não sobre a renda como usual – praticamente constantes, com pouca variabilidade entre as faixas de renda, em torno de 4,3%. Observa-se que as alíquotas encontradas crescem com o aumento da renda.

Zockun *et al.* (2007), em exercício similar, calculam que o peso da tributação indireta é bem superior ao apresentado por Vianna *et al.* (2008). Segundo os autores, o primeiro decil apresentava uma carga de 26,5% e 45,8% do rendimento total para as POFs 1995-1996 e 2002-2003, respectivamente, enquanto o último decil suportava uma carga indireta de 7,3% e 16,4%. O estudo conclui que foram as famílias mais pobres que suportaram o maior aumento na carga tributária.

Silveira (2008), seguindo a mesma linha calcula, em seu trabalho, a carga tributária por decil de renda e apresenta que, em relação à tributação indireta, o primeiro decil, mais pobre, possui alíquota de 29,1%, enquanto para o último decil, mais rico, esta carga é de apenas 10,1%. Quanto aos impactos distributivos da tributação, o autor estima o valor do índice de Kakwani para o imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual, intermunicipal e de comunicação (ICMS) do estado de São Paulo, tendo encontrado o valor de -0,1426, e também o índice de Reynolds-Smolensky, encontrando o número -0,0182. Tais resultados indicam forte regressividade e demonstram que o ICMS piora a distribuição de renda paulista.

Paes e Bugarin (2006), em trabalho sobre reforma tributária e usando dados da POF 2002-2003, calculam a carga de tributação indireta suportada pelos mais pobres (até dois salários mínimos) em 28,07%, número mais próximo de Silveira (2008) e bastante inferior ao de Zockun *et al.* (2007). Já em relação aos mais ricos (mais de vinte salários mínimos), a carga indireta seria de 23,04%, bem superior aos números de Silveira (2008) e Zockun *et al.* (2007). Segundo o autor, a alíquota do IPI seria de 2,14% para a faixa de até dois salários mínimos e de 2,48% para a faixa acima de trinta salários mínimos.

Pintos-Payeras e Hoffman (2009) também se dedicam ao estudo da progressividade da tributação, mas usando um enfoque diferente dos trabalhos vistos até aqui: o do sacrifício equitativo. Os autores trabalharam com a POF 2002-2003 e encontraram que, para a primeira faixa, com renda familiar *per capita* de até R\$ 120,00, o IPI representa 2,45% da despesa total. Para a última faixa, com renda familiar *per capita* acima de R\$ 3.840,00, a carga do IPI é de 0,79%. No texto os autores concluem que a distribuição do sacrifício na tributação ainda não é equitativa, com os mais ricos contribuindo menos do que o calculado.

Metodologicamente os trabalhos citados seguem a mesma linha ao calcular o peso do tributo indireto aplicando a alíquota legal, prevista na legislação, a cada produto constante na POF. Existem, porém, diferenças relevantes na base de comparação, o que acaba por afetar os resultados. Por exemplo, os textos da Receita Federal (Brasil, 2002) e Paes e Bugarin (2006) calculam a alíquota tributária em relação à despesa familiar, e não em relação à renda. Essa questão

impacta os resultados, já que nas pesquisas da POF os primeiros decis têm renda substancialmente inferior à despesa.

Um segundo ponto que merece atenção é alguns estudos utilizarem a distribuição-padrão das famílias na POF, dividindo-as por salário mínimo, enquanto outros estudos trabalham com a divisão das famílias por decis de renda. A forma de se distribuir as famílias também impacta os resultados.

Um terceiro destaque é que alguns autores adotam simplificações e hipóteses diferentes de outros. Pintos-Payeras e Hoffman (2009), por exemplo, calcularam o peso do ICMS para todos os estados brasileiros, enquanto os demais trabalhos usam apenas São Paulo como estado representativo. Outros como Paes e Bugarin (2008) calculam o Programa de Integração Social/Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (PIS/Cofins) como um tributo cumulativo, enquanto outros consideram, para efeito do cálculo, que estes tributos são integralmente não cumulativos, a exemplo de Silveira (2008).

Por fim, o período analisado e a data de publicação do texto afetam os resultados. No caso da carga tributária indireta esta vem crescendo ao longo dos anos. Com relação ao IPI, a arrecadação vem diminuindo. Assim é de se esperar que trabalhos mais antigos tenham alíquotas calculadas do IPI superiores a alíquotas de textos mais recentes.

Na literatura internacional a análise distributiva da tributação indireta também tem algum destaque. De maneira geral, os artigos indicam que a tributação indireta é regressiva, com os mais pobres sendo mais onerados por este tipo de tributação. Tal resultado foi obtido por Decoster *et al.* (2009) em estudo sobre cinco países europeus,² e por Braz e Cunha (2009) e Head e Krever (2009), ambos em estudo sobre Portugal.

Em todos os estudos citados a estratégia para o cálculo do impacto dos tributos sobre as famílias consistia em se aplicar as alíquotas tributárias previstas na legislação ao valor da despesa de cada família, de forma a se obter o valor do tributo embutido em cada despesa. Desta forma é possível, somando-se todas as despesas, obter o valor total dos tributos pagos por cada família e, assim, realizar os exercícios distributivos da carga tributária.

Este artigo inova no sentido de buscar calcular a carga tributária do IPI em termos de alíquotas médias por setor econômico. Isto é possível por conta do grande detalhamento da PIA, que permite obter alíquotas médias do IPI de forma mais precisa do que a metodologia utilizada até o momento pela literatura nacional. O método proposto neste estudo é uma extensão do trabalho realizado por Paes (2011).

2. Bélgica, Hungria, Irlanda, Reino Unido, Grécia e Irlanda.

De posse da carga do IPI por produto é possível analisar também a questão da distribuição do imposto entre as famílias, supondo serem elas os agentes que economicamente suportam a tributação, uma hipótese utilizada por toda a literatura. Assim, este trabalho analisa a progressividade da tributação do IPI tomando por base os microdados da POF na construção das alíquotas incidentes sobre os produtos industriais adquiridos pelas famílias.

Ademais, do lado setorial a questão temporal é importante, pois o trabalho analisa não apenas a distribuição da carga do IPI entre os setores econômicos, mas também a sua evolução no tempo, haja vista o extensivo uso que se faz deste imposto como instrumento de incentivo à economia.

3 IMPOSTO SOBRE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS (IPI)

O IPI é um imposto federal cobrado pela produção e importação de produtos e bens manufaturados. Ele foi estabelecido no Artigo 153 da Constituição Federal de 1988 e é atualmente regido pela Lei do IPI nº 4.502/644, de 30 de novembro de 1964, em sua versão emendada, e pelo Regulamento do IPI aprovado pelo Decreto nº 6.006, de 28 de dezembro de 2006.

O IPI é cobrado a cada estágio do processo de manufatura dos produtos.³ Como no caso do imposto sobre o valor adicionado (IVA), produtos que passem por vários estágios geram créditos relativos ao IPI pago nas aquisições. Diferentemente do IVA, ele é recolhido apenas até o estágio de produção, não incluindo as margens de distribuição e de revenda.

As alíquotas do IPI são especificadas em uma extensa lista de produtos (a Tipi), sendo que alguns bens são tributados à alíquota zero e outros classificados como não tributados. O governo tem o poder para reduzir as alíquotas de IPI para zero ou aumentá-las até os 30 pontos percentuais (p.p.). Bebidas e cigarros estão submetidos a regimes de alíquotas específicas, sendo o imposto recolhido em apenas um estágio nestes casos.

A importância do IPI para as receitas públicas vem diminuindo nos últimos anos. O imposto, que representou 1,70% do PIB em 2000, caiu para apenas 0,97% em 2012. A principal razão é o uso do imposto como instrumento de estímulo à economia, tendo sido realizadas no período diversas desonerações pontuais, especialmente a partir de 2009.

Entre os principais setores na arrecadação do IPI destacam-se a fabricação de veículos, de bebidas, de fumo e de produtos químicos, que respondem por mais de 30% da arrecadação total do imposto.

3. Para fins do imposto, produtos industrializados são aqueles que foram sujeitos a um processo de manufatura, o que inclui a transformação de matéria-prima ou produtos intermediários; melhoria da função, uso e aparência de produtos existentes; montagem para a produção de novo produto ou uma unidade separada; embalagem de produtos acabados em contêineres não destinados apenas ao transporte; e renovação de produtos usados ou deteriorados para torná-los utilizáveis.

4 A TRIBUTAÇÃO DO IPI POR SETOR ECONÔMICO

O objetivo neste artigo é estabelecer as alíquotas médias setoriais do IPI, o que permitirá identificar a distribuição da carga do imposto dentro da indústria brasileira para, em seguida, proceder à análise da incidência do tributo sobre as famílias.

Para o caso da carga do IPI setorial, o período estudado abrangeu os anos 2001-2007 e 2010 e 2012, enquanto para a incidência das famílias foram utilizados os dados da POF 2008-2009. Dividiu-se a metodologia em duas partes, de forma a contemplar os dois objetivos.

A metodologia empregada para o cálculo da alíquota média é teoricamente muito simples, e tem por base o artigo de Paes (2011). O processo todo envolve várias etapas. Trabalhou-se com dois conjuntos de dados em cada ano. O primeiro relaciona-se à produção e tem por base a PIA produto do IBGE, que fornece as quantidades produzidas e vendidas e os valores de produção e de vendas dos produtos e dos serviços industriais gerados no país. Os dados, já ordenados por classe na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), são apresentados usando o código ProdList.⁴

O segundo conjunto de dados refere-se às alíquotas, que podem ser obtidas na Tipi vigente em cada ano. As alíquotas são determinadas por produto, mas o código adotado – Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) – é diferente da PIA.

Como as duas bases de dados estão indexadas por códigos de produtos diferentes, é necessário estabelecer uma correspondência entre os códigos NCM e ProdList/CNAE. O IBGE fornece planilhas que fazem esta compatibilização em anos selecionados.⁵

Feita a compatibilização das bases de dados tem-se agora associado a cada produto com código CNAE uma alíquota nominal do IPI.

Com o intuito de se obter a alíquota média setorial, agregaram-se os produtos de acordo com a divisão por setor econômico da CNAE com dois dígitos, ponderando pelo valor das vendas da produção de cada produto.

Ao final do processo, terá sido calculada a alíquota média setorial do IPI para pouco mais de vinte setores econômicos industriais e agrícolas. Para cada ano considerado neste trabalho (2001 a 2007, 2010 e 2012), a metodologia foi repetida.

Com relação à Tipi, esta é estipulada em decreto presidencial, de forma que a vigência de cada decreto no período estudado está descrita no quadro 1.

4. As informações sobre as mercadorias e os serviços industriais são levantadas segundo uma nomenclatura de produtos preestabelecida, a lista de produtos da indústria (ProdList-Indústria), com cerca de 3.950 denominações. A ProdList-Indústria foi elaborada a partir da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), e ordenada por classe CNAE, para uso no levantamento da produção nacional, pelo IBGE e por outros órgãos produtores de informação.

5. Disponível no sítio da Comissão Nacional de Classificação: <<http://www1.ibge.gov.br/concla/mapa.php>>.

QUADRO 1

Vigência da Tipi

Decreto	Vigência
Decreto nº 2.092, de 10 de dezembro de 1996	1 de janeiro de 2001 a 31 de março de 2001
Decreto nº 3.777, de 23 de março de 2001	1 de abril de 2001 a 31 de dezembro de 2001
Decreto nº 4.070, de 28 de dezembro de 2001	1 de janeiro de 2002 a 31 de dezembro de 2002
Decreto nº 4.542, de 26 de dezembro de 2002	1 de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2006
Decreto nº 6.006, de 28 de dezembro de 2006	1 de janeiro de 2007 a 31 de dezembro de 2011
Decreto nº 7.660, de 23 de dezembro de 2011	A partir de 1 de janeiro de 2012

Elaboração dos autores.

Durante a vigência de cada decreto estabelecendo a Tipi, foram editados outros decretos que promoveram modificações na tabela do IPI então vigente, mas sem criar uma nova tabela.⁶ Todas as modificações foram consideradas neste trabalho.

Para o cálculo da alíquota média setorial, aplicou-se a metodologia definida anteriormente, tendo sido encontrados os resultados apresentados na tabela 1.⁷

TABELA 1
Alíquota média setorial do IPI
(Em %)

CNAE	Divisão econômica	2001	2003	2005	2007	2010	2012
11	Bebidas	N/D	12,1	11,5	10,9	8,7	8,9
12	Produtos do fumo	26,8	21,4	19,9	20,7	21,3	24,8
13	Têxteis	0,8	0,8	1,3	0,9	1,0	1,1
14	Artigos do vestuário e acessórios	0,2	0,4	0,3	0,2	0,0	0,1
15	Artefatos de couro e calçados	0,3	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3
16	Produtos de madeira, exclusive móveis	5,8	6,1	5,6	5,7	5,0	3,0
17	Celulose e produtos de papel	6,6	5,6	6,5	6,0	6,3	6,7
18	Impressão e reprodução de gravações	1,7	1,6	1,5	1,0	1,7	1,3
20	Fabricação de produtos químicos	8,1	2,8	2,9	3,0	2,9	2,6
22	Artigos de borracha e plástico	11,2	9,3	9,5	9,6	8,2	6,6
23	Fabricação de outros produtos de minerais não metálicos	7,1	7,2	6,8	6,5	3,1	2,8
24	Metalurgia	4,5	4,6	4,6	3,9	4,7	4,6
25	Fabricação de produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	7,5	6,9	6,3	5,6	4,3	4,1
26	Fabricação de equipamentos de informática, eletrônicos e ópticos	5,8	8,9	8,1	7,2	6,5	6,9
27	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	7,3	8,1	7,4	7,1	4,7	4,4
28	Fabricação de máquinas e equipamentos	6,2	5,7	4,0	3,5	1,8	1,3
29	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	11,2	11,8	9,0	8,3	7,2	5,7
30	Fabricação de outros equipamentos de transporte	11,1	10,5	10,1	9,2	8,7	7,1
31	Fabricação de móveis	4,5	3,7	3,6	4,0	4,2	0,2
32	Fabricação de produtos diversos	7,7	6,4	6,2	6,9	3,7	4,1

Elaboração dos autores.

6. Ver apêndice A, ao final deste artigo.

7. Os resultados foram calculados para o período 2001-2007, 2010 e 2012, mas apenas os resultados para 2001, 2003, 2005, 2007, 2010 e 2012 serão apresentados por questão de espaço.

Os resultados foram apresentados apenas para os setores com alíquotas positivas.⁸ É preciso lembrar que o IPI incide basicamente sobre os setores industriais.

A tabela 1 mostra que alguns setores são muito tributados, como bebidas, fumo e automóveis, enquanto outros setores são pouco tributados como têxteis, vestuário, couro e calçados. Este resultado é bastante interessante, pois coloca o IPI como um forte candidato a se transformar em um imposto seletivo (*excise tax*) em uma eventual reforma tributária, tendo em vista a forte concentração de alíquotas e de arrecadação em poucos setores. Tipicamente, um imposto seletivo concentra-se em taxar alguns bens que apresentam externalidades negativas, como bebidas, fumo, combustíveis e veículos. A não ser por combustíveis, a tributação do IPI já é concentrada nestes tipos de bens, o que já lhe confere a principal característica do imposto seletivo.

Uma segunda observação relevante é a queda das alíquotas na maioria dos setores. A alíquota de bebidas, por exemplo, caiu mais de 25% na comparação entre 2001 e 2012. Em outros setores, as quedas foram ainda maiores, como no caso da fabricação de veículos, máquinas e equipamentos e produtos químicos. Poucos setores apresentaram aumento de alíquotas médias, como fabricação de equipamentos de informática, eletrônicos e ópticos.

A tendência de redução de alíquotas foi exacerbada a partir de 2009, já que o IPI constituiu-se em um dos principais instrumentos para estimular a economia

8. Os seguintes setores apresentaram alíquota zero: agricultura, pecuária e serviços relacionados; produção florestal; pesca e aquicultura; extração de carvão mineral; extração de petróleo e gás natural; extração de minerais metálicos; extração de minerais não metálicos; atividades de apoio à extração de minerais; fabricação de produtos alimentícios; fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis; fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos; manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos; eletricidade, gás e outras utilidades; captação, tratamento e distribuição de água; esgoto e atividades relacionadas; coleta, tratamento e disposição de resíduos, recuperação de materiais; descontaminação e outros serviços de gestão de resíduos; construção de edifícios; obras de infraestrutura; serviços especializados para construção; comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas; comércio por atacado, exceto veículos automotores e motocicletas; comércio varejista; transporte terrestre; transporte aquaviário; transporte aéreo; armazenamento e atividades auxiliares dos transportes; correio e outras atividades de entrega; alojamento; alimentação; edição e edição integrada à impressão; atividades cinematográficas, produção de vídeos e de programas de televisão, gravação de som e edição de música; atividades de rádio e de televisão; telecomunicações; atividades dos serviços de tecnologia da informação; atividades de prestação de serviços de informação; atividades de serviços financeiros; seguros, resseguros, previdência complementar e planos de saúde; atividades auxiliares dos serviços financeiros, seguros, previdência complementar e planos de saúde; atividades imobiliárias; atividades jurídicas, de contabilidade e de auditoria; atividades de sedes de empresas e de consultoria em gestão empresarial; serviços de arquitetura e engenharia, testes e análises técnicas; pesquisa e desenvolvimento científico; publicidade e pesquisa de mercado; outras atividades profissionais, científicas e técnicas; atividades veterinárias; aluguéis não imobiliários e gestão de ativos intangíveis não financeiros; seleção, agenciamento e locação de mão de obra; agências de viagens, operadores turísticos e serviços de reservas; atividades de vigilância, segurança e investigação; serviços para edifícios e atividades paisagísticas; serviços de escritório, de apoio administrativo e outros serviços prestados às empresas; administração pública, defesa e seguridade social; educação; atividades de atenção à saúde humana; atividades de atenção à saúde humana integradas com assistência social, prestadas em residências coletivas e particulares; serviços de assistência social sem alojamento; atividades artísticas, criativas e de espetáculos; atividades ligadas ao patrimônio cultural e ambiental; atividades de exploração de jogos de azar e apostas; atividades esportivas e de recreação e lazer; atividades de organizações associativas; reparação e manutenção de equipamentos de informática e comunicação e de objetos pessoais e domésticos; outras atividades de serviços pessoais; serviços domésticos; organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais.

e fazer frente à desaceleração econômica resultante da crise internacional iniciada em 2008. Assim, foram substancialmente reduzidas as alíquotas incidentes sobre móveis, eletrodomésticos, automóveis, bens de capital, caminhões e materiais da construção civil.

5 A TRIBUTAÇÃO DO IPI NAS FAMÍLIAS

A seção anterior apresentou a distribuição das alíquotas do IPI entre os setores econômicos. Admitindo-se o repasse integral da tributação aos consumidores, esta seção mostra o seu impacto entre as famílias distribuídas por faixa de renda e examina os aspectos distributivos do imposto.

As bases de dados utilizadas foram os microdados da POF 2008-2009. A pesquisa traz informações sobre as despesas desagregadas de cada família objeto da pesquisa, bem como apresenta informações sobre condições de vida, alimentação e rendimentos, constituindo-se em valiosa ferramenta para análise da tributação do consumo. Dividiu-se a base de dados em centis, em que para cada grupo, chamado de “família representativa”, obteve-se o rendimento médio, bem como o perfil das despesas realizadas. O apêndice B deste artigo apresenta as faixas de renda correspondente a cada centil.

De forma a se manter os resultados coerentes com a teoria econômica, considerou-se que, para cada família, a despesa total não poderia ser superior à renda total, o que ocorre na POF principalmente nas primeiras faixas de renda.

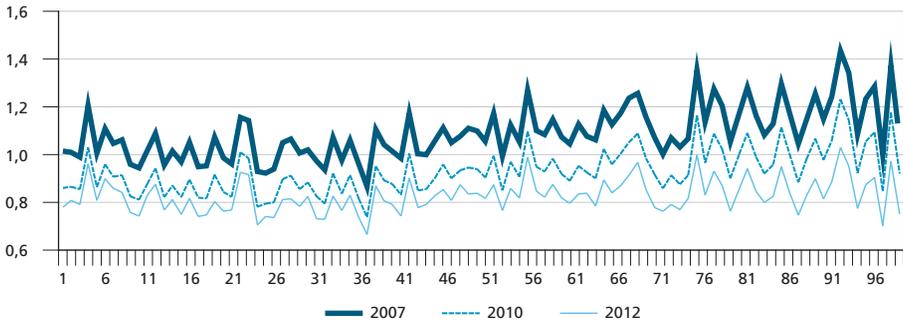
De posse da distribuição do consumo entre as famílias, aproveitou-se o cálculo da tributação das firmas para se estimar o quanto cada família representativa de um centil gasta com o pagamento do IPI em cada mês. Para tanto, basta associar a alíquota calculada na seção anterior com um item de despesa nesta seção. Foram consideradas as alíquotas calculadas referentes a 2007, 2010 e 2012. O apêndice C deste artigo mostra o valor da alíquota associado a cada despesa e a correspondência entre a divisão CNAE e as despesas consideradas.

É importante mencionar que as alíquotas apresentadas não são exatamente iguais as da seção anterior, pois o IPI não incide sobre as margens de comércio e de transporte. Assim, as alíquotas foram recalculadas para representarem a incidência sobre o preço ao consumidor. Bebidas e fumo não precisaram deste ajuste, uma vez que adotam alíquotas específicas. O apêndice D deste artigo explicita este cálculo.

Tendo a alíquota do IPI por item de despesa, e conhecendo a distribuição dos gastos de cada família, é possível então calcular quanto cada uma é onerada pelo imposto. O gráfico 1 ilustra a alíquota incidente sobre a despesa de cada família representativa.

GRÁFICO 1

Alíquotas do IPI em relação à despesa total, por centil de renda
(Em %)



Elaboração dos autores.

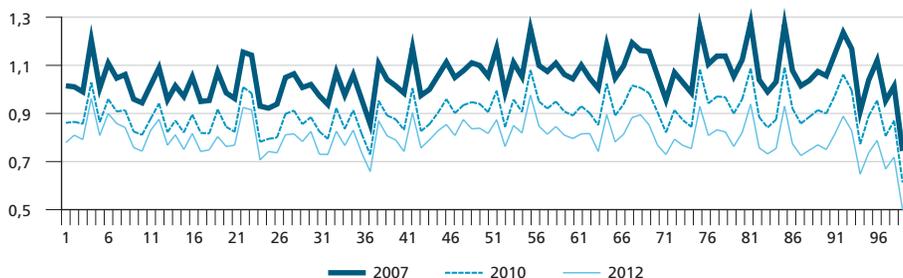
O gráfico 1 mostra que o impacto do IPI sobre as famílias é relativamente baixo, com alíquotas variando entre 0,7% e 1,4%. Este resultado decorre das características do imposto de incidir somente sobre bens industriais e de se concentrar mais fortemente em poucos setores como bebidas, fumo e veículos.

Para os três anos, quando considerada as alíquotas sobre a despesa, como no gráfico 1, estas parecem mais elevadas para as famílias de maior renda (acima do 75º centil), do que para as famílias de renda mais baixa (abaixo do 25º centil). O item “aquisição de veículos” ajuda a explicar este resultado, pois se trata de uma despesa com alíquota elevada e que para o grupo mais rico representou 8,7% da despesa total, enquanto para o grupo mais pobre representou apenas 2,4%. Por outro lado, despesas mais elevadas com bebida e fumo ajudam a aumentar as alíquotas médias para as famílias de menor renda.

Outra observação interessante é que, com as desonerações instituídas a partir de 2009, a carga do IPI se reduziu para todas as famílias em relação ao peso do imposto em 2007. Por exemplo, entre 2007 e 2012, para as famílias até o 25º centil, a tributação do IPI caiu cerca de 21%, enquanto para o grupo de famílias acima do 75º centil a carga do imposto diminuiu em 28%. A diferença se explica, mais uma vez, pela tributação do setor de veículos, que foi um dos principais beneficiados pela redução das alíquotas do IPI.

Ao se multiplicar a alíquota do IPI pelo valor de cada despesa por família obtém-se o quanto cada uma gasta com este imposto em reais. Com este valor e com o rendimento por família é possível, então, calcular qual fração da renda foi comprometida com o pagamento do IPI, que se constitui na alíquota do imposto em relação ao rendimento total por família.

GRÁFICO 2
Alíquotas do IPI em relação ao rendimento total, por centil de renda
 (Em %)



Quando se trabalha com a renda, observa-se que o gráfico 2 fica um pouco mais uniforme, exceção apenas ao grupo de famílias nas três faixas de maior renda. As alíquotas passam a variar entre 0,5% e 1,3%. A queda na alíquota do IPI, quando se passa da base despesa para a base renda decorre do fato de que, para as famílias com mais recursos, uma parte do rendimento é poupado, enquanto para as famílias com menos recursos, todo o rendimento tende a ser consumido.

Todos os trabalhos citados na revisão da literatura trabalham com a base renda e assim é interessante comparar os resultados aqui obtidos com os valores encontrados em trabalhos anteriores. O estudo da Receita Federal (Brasil, 2002) estima um valor de 4,2% para o peso do IPI, sem grandes diferenças na incidência por família. Paes e Bugarin (2006) calculam o peso entre 2,14% para as famílias com renda de até dois salários mínimos e 2,48% para as famílias com renda acima de trinta salários mínimos. Já Pinto-Payeras e Hoffman (2009) obtêm valores entre 2,45% para o decil mais pobre e 0,79% para o decil mais rico. Diferentemente deste artigo, que usa a POF 2008-2009, o estudo da Receita Federal (Brasil, 2002) usou dados da POF 1995/1996 e os outros trabalhos utilizaram a POF 2002/2003 como base de dados. Outra diferença importante é que neste artigo as famílias se dividiram em centis, e nos demais trabalhos foram utilizadas formas diversas de classificação das famílias. Há de se considerar, também, a queda na tributação do IPI nos últimos anos, que se reduziu praticamente pela metade entre 2000 e 2012.

Os resultados deste artigo são comparáveis aos valores obtidos por Pinto-Payeras e Hoffman (2009). Porém, este estudo encontrou diferenças muito menores do que aquelas obtidas pelo artigo citado. Por exemplo, aqui obteve-se um valor de 0,82% para o decil mais pobre em 2012 e de 0,73% para o decil mais rico no mesmo ano. O número para o decil mais rico é bem similar ao de Pinto-Payeras e Hoffman (2009), enquanto o resultado para o decil mais pobre é muito inferior. Entre as possíveis razões para tal diferença está o fato do trabalho de Pinto-Payeras e Hoffman (2009)

não considerar a tributação específica para cigarros e bebidas, o que pode tê-los levado a superestimar a carga tributária do decil mais pobre e o uso da POF 2002/2003.

Visualmente, portanto, o imposto aparenta estar próximo da neutralidade com relação à incidência deste entre as famílias. Porém, para uma análise rigorosa da distribuição do imposto foram considerados dois indicadores muito utilizados na avaliação de questões ligadas à política tributária: o índice de Kakwani⁹ e o índice de Reynolds-Smolensky.¹⁰

O índice de Kakwani (K) é um indicador da progressividade do sistema tributário e é dado pela diferença entre o índice de concentração (IC) e o índice de Gini (G).

$$K = IC - G \quad (1)^{11}$$

Já o índice de Reynolds-Smolensky (RS) mostra como a desigualdade varia após a tributação (efeito redistribuição). A sua definição é bastante simples:

$$RS = G_{RB} - G_{RL} \quad (2)$$

onde G_{RL} é o índice de Gini da renda líquida (após os impostos) e G_{RB} é o índice de Gini da renda bruta (antes dos impostos). Se o valor do indicador for positivo, a tributação melhora a distribuição de renda, mas se for negativo, a tributação piora a distribuição de renda.

Para o caso do IPI o valor dos indicadores apresentou o resultado mostrado na tabela 2.

TABELA 2
Indicadores de desigualdade e progressividade

	Índice de Gini antes do IPI	Índice de Gini depois do IPI	Índice de concentração do IPI	Índice de Kakwani	Índice de Reynolds-Smolensky
2007	0,5145	0,5146	0,5032	-0,0113	-0,0001
2010	0,5145	0,5146	0,5023	-0,0121	-0,0001
2012	0,5145	0,5147	0,4853	-0,0292	-0,0002

Elaboração dos autores.

O indicador de Gini é bastante acentuado, refletindo a grande desigualdade de renda presente no país. O índice de concentração do IPI, bastante inferior

9. Ver Kakwani (1977).

10. Ver Lambert (2001).

11. Se o sistema for progressivo, indicando $K > 0$, uma dada proporção da população paga proporcionalmente menos imposto do que recebe em renda. Se o sistema for regressivo, ou seja, $K < 0$, neste caso a população com renda mais baixa paga proporcionalmente mais imposto.

ao de Gini, retrata o fato de que a arrecadação do imposto é menos concentrada do que a renda, fato que se agravou em 2012.

O índice de Kakwani é negativo, mas relativamente baixo, o que indica que o IPI é um imposto levemente regressivo. Observa-se que com as desonerações tributárias concedidas a partir de 2009, a regressividade do IPI se acentuou. O valor obtido é muito inferior ao encontrado na literatura brasileira que trata sobre o tema. Silveira (2008) encontrou o valor de $-0,1426$ para o ICMS de São Paulo (ICMS-SP) com dados da POF 2002/2003, enquanto Paes e Bugarin (2006) obtiveram $-0,0449$, considerando uma série de tributos sobre o consumo (IPI, PIS, Cofins, ICMS-SP, contribuição provisória sobre movimentação financeira (CPMF) e imposto sobre serviços de qualquer natureza (ISS) com a base da POF 2002/2003. Porém, a comparação com os dois estudos citados é difícil já que o IPI tem em geral um peso muito inferior ao do ICMS e ao conjunto de tributos sobre o consumo. Como os autores citados não calcularam os resultados apenas para o IPI é preciso analisar os números com cautela.

Já o índice de Reynolds-Smolensky é praticamente nulo, ou seja, o IPI quase não afeta a distribuição de renda. Silveira (2008) e Paes e Bugarin (2006) apresentam valores muito inferiores, de $-0,0182$ e $-0,0076$ para o ICMS-SP e o conjunto de tributos indiretos, respectivamente.

Ambos os resultados são coerentes com os gráficos 1 e 2, os quais nos apresentam um cenário de alíquotas baixas e com pequenas variações na incidência sobre as famílias.

Ademais, pode-se mencionar que o IPI é bem menos regressivo que o conjunto dos tributos brasileiros sobre o consumo, ao se comparar o resultado aqui obtido com o de Paes e Bugarin (2006), bem como muito menos regressivo do que o ICMS-SP quando se contrapõe este com o trabalho de Silveira (2008).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a tributação do IPI sob a ótica da incidência tributária. O estudo foi detalhado, envolvendo várias bases de dados. A metodologia consistiu em se calcular as alíquotas médias setoriais, obtidas por meio dos dados da PIA do IBGE e da Tipi, como forma de se estimar a distribuição da carga do IPI entre os setores econômicos. Construiu-se uma série para o período 2001-2007 e para os anos 2010 e 2012.

Em seguida, aproveitando-se dos resultados das alíquotas da tributação no nível das firmas, procedeu-se ao cálculo da distribuição da carga do imposto entre as famílias, usando os microdados da POF. Um dos importantes diferenciais deste trabalho foi a aplicação cuidadosa da legislação tributária.

Os resultados mostram que alguns setores são muito tributados, como bebidas, fumo e automóveis, enquanto outros setores são pouco tributados, como têxteis, vestuário, couro e calçados.

Uma segunda observação relevante é a queda das alíquotas na maioria dos setores no período 2001-2007 e nos anos 2010 e 2012. As maiores quedas, acima de 40%, ocorreram em veículos, máquinas e equipamentos e produtos químicos. Esta tendência de redução de alíquotas foi exacerbada a partir de 2009, já que o IPI constituiu-se em um dos principais instrumentos para estimular a economia e fazer frente à desaceleração econômica resultante da crise internacional iniciada em 2008. Assim, foram substancialmente reduzidas as alíquotas incidentes sobre móveis, eletrodomésticos, automóveis, bens de capital, caminhões e materiais da construção civil. Por outro lado, verificou-se aumento das alíquotas médias em alguns poucos setores, como fabricação de equipamentos de informática, eletrônicos e ópticos.

Em relação às famílias, o impacto do IPI é pequeno, com alíquotas variando entre 0,5% e 1,3%. Na questão distributiva, o índice de Kakwani obtido foi negativo, mas relativamente baixo, o que indica que o IPI é um imposto levemente regressivo. Já o índice de Reynolds-Smolensky é praticamente nulo, ou seja, o IPI quase não afeta a distribuição de renda. Porém, observou-se que a regressividade do IPI se acentuou com as desonerações tributárias concedidas a partir de 2009.

Os resultados colocam o IPI como um forte candidato a se transformar em um imposto seletivo (*excise tax*) em uma eventual reforma tributária, tendo em vista a forte concentração de alíquotas e a arrecadação em poucos setores, assim como o pequeno impacto deste tributo sobre as famílias.

ABSTRACT

This paper analyzed the IPI taxation from the perspective of tax incidence. The study was comprehensive, involving multiple databases. On the production side, the methodology involved calculating the average industry tax rates. Then we proceeded to calculate the distribution of the tax burden among families. Our analysis covers the period from 2001 to 2007 plus 2010 and 2012. One of the important differences of this work was the careful application of tax legislation. The results show the strong concentration of the IPI in some sectors such as beverages, tobacco and vehicles, with decreasing rates over the whole period, more pronounced after 2010. For families, it was found that the impact of the IPI is relatively low and that the tax is slightly regressive. Also, tax reductions from 2009 increased the regressivity of IPI.

Keywords: IPI; tax burden; economic sectors; tax policy.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Ministério da Fazenda. A progressividade no consumo: tributação cumulativa e sobre o valor agregado. **Estudo Tributário**, Brasília, n. 4, mar. 2002. Disponível em: <<http://goo.gl/5HjFXN>>.

BRAZ, C.; CUNHA, J. The redistributive effects of VAT in Portugal. **Economic Bulletin**, p. 71-86, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/AjkH50>>.

DECOSTER, A. *et al.* **Incidence and welfare effects of indirect taxes.** Maryland: College Park, Sept. 2009. Mimeografado. Disponível em: <<http://goo.gl/FmMsl0>>. Acesso em: 27 jan. 2015.

HEAD, J. G., KREVER, R. (Eds). Tax reform in the 21st century. **Kluwer Law International BV**, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/1IEHL0>>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003.** Rio de Janeiro: IBGE, 2004. Disponível em: <<http://goo.gl/ybcGrV>>.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009.** Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/2WQq4b>>.

KAKWANI, N. C. Measurement of tax progressivity: an international comparison. **Economic Journal**, n. 87, p. 71-80, 1977.

LAMBERT, P. J. **The distribution and redistribution of income.** 3th ed. Manchester: Manchester University Press, 2001.

PAES, N. O hiato tributário do imposto sobre produtos industrializados: evidências setoriais. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 11, n. 2, p. 41-53, 2011. Disponível em: <<http://goo.gl/fVBHO4>>.

PAES, N.; BUGARIN, M. Parâmetros tributários da economia brasileira. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, p. 699-720, out./dez. 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/jEoTsl>>.

PINTOS-PAYERA, J. A.; HOFFMANN, R. O sacrifício equitativo na tributação brasileira. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/Y0mBEB>>.

SILVEIRA, F. **Tributação, previdência e assistência sociais: impactos distributivos.** 2008. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, São Paulo, 2008.

VIANNA, S. *et al.* **Carga tributária direta e indireta sobre as unidades familiares no Brasil: avaliação de sua incidência nas grandes regiões urbanas em 1996.** Brasília: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 757). Disponível em: <<http://goo.gl/WbBzlf>>.

ZOCKUN, M. *et al.* **Simplificando o Brasil: propostas de reforma na relação econômica do governo com o setor privado.** São Paulo: Fipe, 2007. (Texto para Discussão, n. 3). Disponível em: <<http://goo.gl/oPra1f>>.

(Originais submetidos em julho de 2013. Última versão recebida em fevereiro de 2015. Aprovada em fevereiro de 2015.)

APÊNDICE A

QUADRO A.1 Decretos do IPI

Decretos de 2001 a 2003	Decretos de 2004 a 2006	Decretos de 2007 a 2009	Decretos de 2010 a 2012
DEC nº 3.777/2001	DEC nº 4.955/2004	DEC nº 6.234/2007	DEC nº 7.222/2010
DEC nº 3.800/2001	DEC nº 5.058/2004	DEC nº 6.233/2007	DEC nº 7.212/2010
DEC nº 3.801/2001	DEC nº 5.072/2004	DEC nº 6.227/2007	DEC nº 7.145/2010
DEC nº 3.822/2001	DEC nº 5.173/2004	DEC nº 6.225/2007	DEC nº 7.320/2010
DEC nº 3.827/2001	DEC nº 5.281/2004	DEC nº 6.184/2007	DEC nº 7.389/2010
DEC nº 3.847/2001	DEC nº 5.282/2004	DEC nº 6.158/2007	DEC nº 7.394/2010
DEC nº 3.893/2001	DEC nº 5.298/2004	DEC nº 6.072/2007	DEC nº 7.422/2010
DEC nº 3.903/2001	DEC nº 5.326/2004	DEC nº 6.405/2008	DEC nº 7.435/2011
DEC nº 3.940/2001	DEC nº 5.343/2005	DEC nº 6.455/2008	DEC nº 7.437/2011
DEC nº 3.975/2001	DEC nº 5.466/2005	DEC nº 6.465/2008	DEC nº 7.451/2011
DEC nº 4.056/2001	DEC nº 5.468/2005	DEC nº 6.501/2008	DEC nº 7.567/2011
DEC nº 4.070/2001	DEC nº 5.552/2005	DEC nº 6.520/2008	DEC nº 7.593/2011
DEC nº 4.186/2002	DEC nº 5.618/2005	DEC nº 6.581/2008	DEC nº 7.604/2011
DEC nº 4.317/2002	DEC nº 5.624/2005	DEC nº 6.588/2008	DEC nº 7.614/2011
DEC nº 4.318/2002	DEC nº 5.653/2005	DEC nº 6.677/2008	DEC nº 7.619/2011
DEC nº 4.395/2002	DEC nº 5.697/2006	DEC nº 6.687/2008	DEC nº 7.631/2011
DEC nº 4.396/2002	DEC nº 5.710/2006	DEC nº 6.696/2008	DEC nº 7.660/2011
DEC nº 4.401/2002	DEC nº 5.798/2006	DEC nº 6.704/2008	DEC nº 7.705/2012
DEC nº 4.441/2002	DEC nº 5.802/2006	DEC nº 6.707/2008	DEC nº 7.716/2012
DEC nº 4.455/2002	DEC nº 5.804/2006	DEC nº 6.743/2009	DEC nº 7.725/2012
DEC nº 4.488/2002	DEC nº 5.881/2006	DEC nº 6.809/2009	DEC nº 7.729/2012
DEC nº 4.542/2002	DEC nº 5.883/2006	DEC nº 6.823/2009	DEC nº 7.741/2012
DEC nº 4.544/2002	DEC nº 5.905/2006	DEC nº 6.825/2009	DEC nº 7.742/2012
DEC nº 4.669/2003	DEC nº 5.906/2006	DEC nº 6.826/2009	DEC nº 7.796/2012
DEC nº 4.679/2003	DEC nº 5.908/2006	DEC nº 6.890/2009	DEC nº 7.819/2012
DEC nº 4.800/2003	DEC nº 6.006/2006	DEC nº 6.904/2009	DEC nº 7.820/2012
DEC nº 4.859/2003	DEC nº 6.008/2006	DEC nº 6.905/2009	DEC nº 7.832/2012
		DEC nº 6.909/2009	DEC nº 7.834/2012
		DEC nº 6.910/2009	DEC nº 7.870/2012
		DEC nº 6.996/2009	DEC nº 7.879/2012
		DEC nº 7.010/2009	
		DEC nº 7.016/2009	
		DEC nº 7.017/2009	
		DEC nº 7.032/2009	
		DEC nº 7.060/2009	

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

QUADRO B.1

Divisão da POF 2008-2009 em centis – faixas de renda
(Em R\$)

Centil	De	Até
1	0	193
2	193	260
3	260	310
4	310	357
5	357	401
6	401	438
7	438	469
8	469	499
9	499	525
10	525	551
11	551	574
12	574	598
13	598	619
14	619	640
15	640	664
16	664	689
17	689	714
18	714	738
19	738	764
20	764	790
21	790	813
22	813	838
23	838	862
24	862	886
25	886	909
26	909	933
27	933	956
28	956	977
29	977	1.000
30	1.000	1.023
31	1.023	1.049
32	1.049	1.071
33	1.071	1.095
34	1.095	1.117
35	1.117	1.142
36	1.142	1.165
37	1.165	1.189
38	1.189	1.213
39	1.213	1.243
40	1.243	1.268
41	1.268	1.297
42	1.297	1.324
43	1.324	1.353
44	1.353	1.381
45	1.381	1.409
46	1.409	1.440
47	1.440	1.474
48	1.474	1.506

(Continua)

(Continuação)

Centil	De	Até
49	1.506	1.540
50	1.540	1.579
51	1.579	1.617
52	1.617	1.658
53	1.658	1.698
54	1.698	1.743
55	1.743	1.782
56	1.782	1.824
57	1.824	1.866
58	1.866	1.908
59	1.908	1.953
60	1.953	2.003
61	2.003	2.052
62	2.052	2.100
63	2.100	2.154
64	2.154	2.213
65	2.213	2.271
66	2.271	2.338
67	2.338	2.396
68	2.396	2.457
69	2.457	2.520
70	2.520	2.585
71	2.585	2.654
72	2.654	2.733
73	2.733	2.820
74	2.820	2.903
75	2.903	3.005
76	3.005	3.099
77	3.099	3.196
78	3.196	3.310
79	3.310	3.426
80	3.426	3.539
81	3.539	3.661
82	3.661	3.814
83	3.814	3.997
84	3.997	4.173
85	4.173	4.353
86	4.353	4.570
87	4.570	4.786
88	4.786	5.074
89	5.074	5.408
90	5.408	5.733
91	5.733	6.152
92	6.152	6.633
93	6.633	7.164
94	7.164	7.860
95	7.860	8.729
96	8.729	9.913
97	9.913	11.419
98	11.419	13.810
99	13.810	18.361
100	Acima de 18.361	

Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Alíquotas do IPI por item de despesa (POF 2008-2009)

Descrição (POF)	IPI 2007 (%)	IPI 2010 (%)	IPI 2012 (%)	Divisão CNAE
Serviços e taxas do domicílio	0,00	0,00	0,00	81
Aquisição de combustíveis domésticos e outros do domicílio	0,00	0,00	0,00	19
Conservação, manutenção e reparos com habitação, jazigo e jardinagem	0,00	0,00	0,00	81
Consertos de móveis, aparelhos, máquinas e utensílios de uso doméstico	0,00	0,00	0,00	95
Aluguel, impostos e outras taxas	0,00	0,00	0,00	68
Construção e reforma de habitação e jazigo	0,00	0,00	0,00	41
Outros itens do domicílio principal com serviços públicos e habitação	0,00	0,00	0,00	35, 36 e 37
Aluguel de aparelhos de uso doméstico	0,00	0,00	0,00	77
Inventário de bens duráveis	0,00	0,00	0,00	74
Aquisição de aparelhos e outras máquinas de uso doméstico	5,76	3,78	3,53	27
Aquisição de ferramentas, animais domésticos, equipamentos musicais e de acampamento	3,17	1,65	1,20	28
Aquisição de móveis	3,36	3,49	0,19	31
Aquisição artigos de decoração	5,74	3,10	3,45	32
Serviços domésticos	0,00	0,00	0,00	97
Aluguel imputado	0,00	0,00	0,00	N/A
Comunicações	0,00	0,00	0,00	61
Transportes coletivos e próprios	0,00	0,00	0,00	49
Alimentação fora de casa	0,00	0,00	0,00	56
Aquisição de artigos de fumo	20,67	21,26	24,80	12
Jogos e apostas	0,00	0,00	0,00	92
Aquisição de jornais e revistas	0,00	0,00	0,00	58
Diversões, ingressos para eventos e uso de celulares	0,00	0,00	0,00	93
Aquisição de produtos farmacêuticos	0,00	0,00	0,00	21
Aquisição de artigos de higiene pessoal e maquiagem	2,46	2,43	2,19	20
Serviços de cuidados pessoais	0,00	0,00	0,00	96
Aquisição de artigos de papelaria, livros não didáticos e assinatura de periódicos	5,50	5,74	6,12	17
Aquisição de brinquedos e material de recreação	5,74	3,10	3,45	32
Aquisição e aluguel de roupas de homem	0,13	0,03	0,08	14
Aquisição e aluguel de roupas de mulher	0,13	0,03	0,08	14
Aquisição e aluguel de roupas de criança	0,13	0,03	0,08	14
Aquisição de artigos de tecidos e roupas de banho, cama e mesa	0,77	0,84	0,91	13
Aquisição de bolsas, calçados, cintos e outros acessórios	0,26	0,26	0,25	15
Aquisição de artigos de banheiro, copa e cozinha	7,77	6,63	5,34	22
Outras aquisições	0,00	0,00	0,00	96
Viagens	0,00	0,00	0,00	79
Serviços de assistência à saúde	0,00	0,00	0,00	86
Acessórios e manutenção de veículos	6,94	6,03	4,78	29
Serviços bancários, de cartório, de advogado e de despachantes	0,00	0,00	0,00	64
Cerimônias familiares, práticas religiosas, outras festas e recepções	0,00	0,00	0,00	93
Aquisição de joias, relógios, aparelhos e acessórios de telefonia celular	6,10	5,54	5,83	26
Outros imóveis	0,00	0,00	0,00	41

(Continua)

(Continuação)

Descrição (POF)	IPI 2007 (%)	IPI 2010 (%)	IPI 2012 (%)	Divisão CNAE
Contribuições, transferências e encargos financeiros	0,00	0,00	0,00	64
Cursos, livros, revistas técnicas e outros itens referentes à educação	0,00	0,00	0,00	58
Veículos: documentação, seguro e outros	0,00	0,00	0,00	84
Aquisição de veículos	6,94	6,03	4,78	29
Cereais e leguminosas	0,00	0,00	0,00	1
Hortaliças tuberosas	0,00	0,00	0,00	1
Farinhas e massas	0,00	0,00	0,00	10
Cocos, castanhas e nozes	0,00	0,00	0,00	1
Hortaliças folhosas, frutosas e outras	0,00	0,00	0,00	1
Frutas	0,00	0,00	0,00	1
Açúcares e produtos de confeitaria	0,00	0,00	0,00	10
Sais e condimentos	0,00	0,00	0,00	10
Carnes e vísceras	0,00	0,00	0,00	10
Pescados marinhos	0,00	0,00	0,00	3
Pescados de água doce	0,00	0,00	0,00	3
Pescados não especificados	0,00	0,00	0,00	3
Enlatados e conservas	0,00	0,00	0,00	10
Aves e ovos	0,00	0,00	0,00	10
Laticínios	0,00	0,00	0,00	10
Panificados	0,00	0,00	0,00	10
Carnes industrializadas	0,00	0,00	0,00	10
Bebidas não alcoólicas e infusões	10,90	8,70	8,90	11
Bebidas alcoólicas	10,90	8,70	8,90	11
Óleos e gorduras	0,00	0,00	0,00	10
Alimentos preparados ou semipreparados	0,00	0,00	0,00	10
Produtos de higiene corporal	0,00	0,00	0,00	20
Alimentos e produtos de higiene para animais	0,00	0,00	0,00	N/A
Flores naturais	0,00	0,00	0,00	1
Produtos de higiene corporal	2,46	2,43	2,19	N/A
Agregados	0,00	0,00	0,00	N/A

Elaboração dos autores.

APÊNDICE D

TABELA D.1

Cálculo da alíquota do IPI sobre os itens de consumo da POF 2008-2009

Divisão econômica	Oferta de preços ao consumidor (A)	Base de cálculo – IPI (B)	(C) = (B)/(A) (%)	Alíquota IPI – firmas (D) (%)			Alíquota IPI – consumo (C)*(D) (%)		
				2007	2010	2012	2007	2010	2012
Fabricação de bebidas	Alíquota específica			10,90	8,70	8,90	10,90	8,70	8,90
Fabricação do fumo	Alíquota específica			20,67	21,26	24,80	20,67	21,26	24,80
Fabricação de têxteis	46.759	40.223	86	0,90	0,98	1,06	0,77	0,84	0,91
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	30.181	25.431	84	0,16	0,04	0,09	0,13	0,03	0,08
Preparação de couros e de artefatos de couro	67.138	51.226	76	0,34	0,35	0,33	0,26	0,26	0,25
Fabricação de produtos de madeira	24.103	19.408	81	5,65	5,00	2,99	4,55	4,03	2,41
Fabricação de celulose e produtos de papel	35.302	32.174	91	6,03	6,30	6,71	5,50	5,74	6,12
Impressão e reprodução de gravações	47.253	42.276	89	0,97	1,68	1,26	0,87	1,51	1,13
Fabricação de coque, de derivados do petróleo e biocombustíveis	282.299	227.161	80	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
Fabricação de produtos químicos	269.849	223.322	83	2,98	2,93	2,64	2,46	2,43	2,19
Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	41.511	39.357	95	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Fabricação de produtos de borracha e material plástico	48.807	39.494	81	9,60	8,19	6,60	7,77	6,63	5,34
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	60.472	52.016	86	6,49	3,12	2,80	5,58	2,68	2,41
Metalurgia	182.842	166.041	91	3,90	4,70	4,60	3,54	4,27	4,18
Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	6.140	5.906	96	5,62	4,26	4,09	5,41	4,10	3,93
Fabricação de equipamentos de informática, eletrônicos e ópticos	160.637	136.363	85	7,18	6,53	6,87	6,10	5,54	5,83
Fabricação de máquinas e materiais elétricos	190.126	153.583	81	7,13	4,68	4,36	5,76	3,78	3,53
Fabricação de máquinas e equipamentos	83.522	75.940	91	3,49	1,81	1,32	3,17	1,65	1,20
Fabricação de veículos automotores e carrocerias	183.540	153.019	84	8,32	7,23	5,73	6,94	6,03	4,78
Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	83.934	74.625	89	9,20	8,69	7,08	8,18	7,73	6,30
Fabricação de móveis				4,08	4,24	0,23	3,36	3,49	0,19
Fabricação de produtos diversos	111.081	91.448	82	6,97	3,77	4,19	5,74	3,10	3,45

Elaboração dos autores.

INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO E PRODUTIVIDADE NOS SETORES DA INDÚSTRIA BRASILEIRA¹

Eduardo Correia de Souza²
Lucas Baracho Torres Pinto³

Este trabalho analisa o impacto do investimento direto estrangeiro (IDE) sobre a produtividade de 22 setores da indústria brasileira, entre os anos de 1996 e 2008. Utilizando dados da Pesquisa Industrial Anual (Pia/IBGE) sobre variações nos ativos das empresas, e dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais/MTE) sobre escolaridade dos trabalhadores, construímos controles para capital físico e capital humano a nível setorial. Esses controles nos permitem isolar o efeito específico do IDE sobre a produtividade total dos fatores ou “nível tecnológico” dos setores. Nossos resultados sugerem que o impacto do IDE pode ser negativo no curto prazo, mas é positivo no longo prazo.

Palavras-chave: investimento direto estrangeiro (IDE); produtividade total dos fatores (PTF); modelos em painel; crescimento da produtividade.

JEL: O3; F2.

1 INTRODUÇÃO

As privatizações da segunda metade dos anos 90 provocaram um grande aumento no influxo de investimento direto estrangeiro (IDE) para a indústria brasileira. Posteriormente, a partir de 2004, com os anos de crescimento significativamente maiores do que a média histórica, o IDE voltou a alcançar patamares elevados. Teria esse processo impactado positivamente na produtividade dos diversos setores da indústria? Os supostos benefícios do IDE dependem da “capacidade de absorção” (exemplo escolaridade dos trabalhadores) dos setores? O impacto do IDE na produtividade é significativo mesmo quando levamos em conta o “grau de abertura” (importações e exportações) dos setores? É possível entrever “padrões dinâmicos”, com o impacto na produtividade variando conforme a defasagem do IDE no tempo?

Este estudo visa responder a essas questões analisando um painel de 22 setores da indústria brasileira, entre os anos de 1996 e 2008. Para isso, utilizamos dados de emprego e valor da produção da Pesquisa Industrial Anual (PIA-IBGE), dados de escolaridade da Relação Anual de Informações Sociais (Rais-MTE), dados de importações e exportações da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) e dados de fluxos de IDE do Banco Central do Brasil (BCB).

Em relação à literatura empírica aplicada ao caso da indústria brasileira, acreditamos trazer aqui duas contribuições originais. Em primeiro lugar,

1. Os autores gostariam de agradecer a um parecerista anônimo pelas críticas e sugestões.

2. Professor do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail*: <eduardocs@insper.edu.br>.

3. Mestre em Economia pelo Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail*: <lucasb.torres@gmail.com>.

usamos informações da PIA sobre “aquisições e melhorias” (variações nos ativos das empresas) para construir uma estimativa do estoque de capital físico dos diversos setores. Junto com os dados sobre escolaridade dos trabalhadores, isso nos fornece controles que permitem isolar o impacto do IDE sobre a “produtividade total de fatores” dos setores – afinal, sabe-se que muitas vezes o IDE é acompanhado de investimento em capital físico e de emprego de funcionários locais e estrangeiros qualificados, ao passo que nosso interesse está no aumento do “nível tecnológico” dos setores, na adoção de práticas gerenciais eficientes etc.

Em segundo lugar, estimamos modelos dinâmicos, com diversas defasagens do IDE explicando a produtividade corrente. Nossos resultados sugerem padrões já relatados na literatura aplicada a outros países: o IDE pode ter um impacto negativo sobre a produtividade no curto prazo; os efeitos positivos do IDE (por exemplo, via transbordamentos tecnológicos das firmas estrangeiras para as locais) levam tempo para se materializar.

Na seção 2 deste estudo, há uma revisão da literatura teórica e empírica sobre o tema, com o ressaltado de nossas contribuições e limitações; na seção 3 estão os dados utilizados e as variáveis construídas; na seção 4 há a metodologia aplicada e a apresentação dos principais resultados obtidos; na seção 5 se discute a robustez dos resultados; na seção 6 há a estimativa de um modelo dinâmico e; na seção 7 se conclui.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Há tempo que os economistas acreditam que o investimento direto estrangeiro (IDE daqui em diante) é um importante canal de transferência tecnológica para os países em desenvolvimento, receptores de IDE. Segundo Todaro (1985), as empresas multinacionais (MNCs) ofertam um “pacote de recursos” na forma de experiência administrativa, habilidade empreendedora e domínio de técnicas produtivas, que podem ser transferidas para as suas filiais através de programas de treinamento e de “aprender fazendo”. Para Findlay (1978), o nível tecnológico das empresas de um país em desenvolvimento aumenta quando elas têm oportunidade de observar o comportamento das MNCs, e essa oportunidade se dá quando MNCs e firmas locais estabelecem relações comerciais, ou então através da rotatividade de trabalhadores, quando estes passam de empregos em MNCs para empregos em empresas locais.

No modelo de Rodríguez-Clare (1996), o efeito do IDE sobre o nível tecnológico do país receptor depende do que Albert Hirschman chamava de “ligações a montante” (*backward linkages*), quando as MNCs utilizam as firmas locais como fornecedoras de *inputs* intermediários. Nesse modelo, a produção de *inputs* intermediários está sujeita a retornos crescentes de escala – por isso, mercados pequenos, como os dos países em desenvolvimento, permitem apenas uma pequena variedade de *inputs* intermediários. Uma variedade maior de *inputs*

intermediários é desejável porque leva a uma maior produtividade em bens finais (hipótese de amor pela variedade). Contudo, os bens intermediários são não comercializáveis, e apenas as MNCs têm acesso a bens intermediários produzidos em ambos os países (da matriz e da filial). Na medida em que as MNCs passam a demandar novos bens intermediários de firmas locais (ligação a montante), esses *inputs* passam a estar disponíveis também para outros produtores locais de bens finais, o que constitui uma externalidade positiva do IDE.

O modelo de Borensztein e Gregorio (1998) segue uma ideia parecida, com o progresso tecnológico assumindo a forma de “aprofundamento de capital” via aumento na variedade de bens de capital intermediários. Num país em desenvolvimento, a introdução de um novo bem intermediário envolve um custo fixo de adaptação da tecnologia de fronteira, e esse custo, por sua vez, é uma função decrescente do número relativo de firmas estrangeiras operando no mercado local e crescente da participação do país no estoque mundial de conhecimento. Além do capital físico, o capital humano também aparece como um *input* na função de produção de bens finais, afetando a produtividade dos bens de capital intermediários. Com isso, a taxa de crescimento da renda *per capita* de um país em desenvolvimento dependerá negativamente da sua proximidade da fronteira tecnológica (hipótese de convergência), e positivamente de um termo de interação entre os estoques de IDE e de capital humano.

Baldwin, Braconier e Forslid (2005) apresentam um *knowledge capital model*, onde o conhecimento detido pelas empresas produtoras de bens manufaturados (e diferenciados) é do tipo “segredo de produção”, envolvendo aspectos tácitos e não codificáveis, o que exclui licenciamento como um canal de transferência internacional de tecnologia. Resta então às empresas que desejam vender no mercado internacional a escolha entre tornarem-se exportadoras ou multinacionais, o que depende de um *trade-off* entre escala e proximidade dos mercados consumidores estrangeiros. Nesse modelo, existem externalidades tanto intrasetoriais (no setor de inovação) quanto intersetoriais (do setor manufatureiro para o de inovação) que elevam a produtividade do setor de inovação e a taxa de crescimento da economia. A presença de MNCs tem impacto positivo apenas sobre as externalidades intersetoriais, de modo que nesse modelo o IDE favorece a inovação e o crescimento mesmo quando as filiais das MNCs não fazem nenhum P&D.

Contudo, os efeitos positivos dos transbordamentos (*spillovers*) tecnológicos provenientes das MNCs podem ser contrabalançados por um “efeito concorrencial” negativo. Aitken e Harrison (1997) mostram que, em mercados caracterizados por concorrência imperfeita e custos fixos, a entrada de MNCs pode levar as firmas domésticas a perderem demanda, reduzindo seu volume de produção e elevando seu custo médio. Desse modo, mesmo na presença de transbordamentos tecnológicos, o efeito do IDE sobre a produtividade doméstica pode muito bem ser negativo, especialmente no curto prazo.

O modelo de Liu (2008) também apresenta efeitos do IDE que variam no tempo. A entrada de (filiais de) MNCs em dado setor produtivo de um país em desenvolvimento aumenta o estoque de *conhecimento público* daquele setor. Mas este conhecimento só pode ser aproveitado utilizando-se de um *conhecimento específico da firma*, cujo acúmulo ou aumento exige que recursos reais (basicamente, *tempo administrativo*) sejam desviados da produção. Assim, tipicamente um influxo de IDE é acompanhado, em um primeiro momento, por uma queda na produtividade das firmas locais do setor receptor, as quais precisam investir em conhecimento específico para se atualizarem. Posteriormente, quando o estoque de conhecimento específico atingir um nível desejado, o tempo administrativo volta a ser empregado plenamente na produção, para só então haver um aumento na produtividade.

Os modelos teóricos que acabamos de revisar sugerem uma série de testes empíricos diferentes:

- 1) A nível macro, países que recebem maior influxo de IDE (dividido pelo PIB) têm maiores taxas de crescimento da produtividade?
- 2) O capital humano do país receptor tem influência na magnitude do impacto do IDE sobre o crescimento (ou o nível) da produtividade?
- 3) Os dois pontos acima aplicam-se (da mesma maneira) quando olhamos para dados setoriais?
- 4) Existem evidências de transbordamentos intersetoriais de conhecimento e/ou produtividade via IDE, como por exemplo *ligações a montante*?
- 5) A absorção de tecnologia por firmas locais dá-se de maneira passiva (por um *processo de osmose* à la Findlay (1978), ou essas firmas precisam incorrer em custos de imitação e adaptação, num processo de todo análogo ao P&D?
- 6) Existe um “padrão dinâmico” no efeito do IDE sobre a produtividade dos setores industriais, como sugerido por Liu (2008)? Esse padrão dinâmico depende do grau de concorrência setorial, como sugerido por Aitken e Harrison (1997)?

Dado o foco deste estudo (impacto do IDE sobre a produtividade, ao nível de setores da indústria brasileira), da lista acima nos interessa a literatura empírica sobre os pontos 3 a 6. Uma resenha exaustiva dessa literatura está além do escopo deste trabalho, mas pode ser encontrada em Crespo e Fontoura (2007).⁴ Vamos nos limitar aqui a alguns artigos clássicos e/ou de especial interesse para a nossa própria investigação.

4. Esses autores organizam uma tipologia onde os diversos estudos empíricos são divididos conforme o tipo de externalidade do IDE (intra-setorial ou inter-setorial), conforme o tipo de dados (*cross-section* ou *panel*) e conforme o nível de desagregação (setorial ou por empresa).

Depois do estudo pioneiro de Haddad e Harrison (1993) com firmas do Marrocos, Aitken e Harrison (1999) utilizam um painel com mais de 4 mil firmas venezuelanas do período de 1976 a 1989. Eles descobrem que a participação acionária estrangeira está positivamente correlacionada com a produtividade ao nível da própria firma/planta, fato válido somente para firmas pequenas. Já o efeito do IDE sobre a produtividade de firmas de propriedade inteiramente nacional é negativo. Um ponto forte do estudo de Aitken e Harrison (1999) decorre da possibilidade de observar a mesma planta/firma ao longo do tempo, o que permite controlar para efeitos fixos de produtividade a nível setorial. Assim, os autores são capazes de isolar uma correlação positiva (entre propriedade estrangeira e produtividade) resultante apenas do fato de os fluxos de IDE visarem justamente os setores mais produtivos.

Javorcik (2004) lança dúvidas sobre os resultados não muito otimistas de estudos como os de Haddad e Harrison (1993) e Aitken e Harrison (1999): ao procurarem captar o impacto do IDE sobre as firmas domésticas localizadas no mesmo setor (que recebeu IDE), talvez esses estudos tenham olhado para o lugar errado – afinal, as MNCs têm um interesse em evitar vazamento de informação para os competidores locais (do mesmo setor), ao passo que é do interesse delas transferir conhecimento para seus fornecedores locais. Ou seja, os transbordamentos de conhecimento associados ao IDE seriam do tipo vertical (ligações a montante, principalmente), e não do tipo horizontal. Utilizando um painel que abrange do ano 1996 ao ano 2000) de firmas manufactureiras lituanas, cobrindo cerca de 85% do produto de cada setor, a autora encontra evidências de que a produtividade das firmas domésticas é positivamente correlacionada com a extensão de potenciais contatos com compradores multinacionais (ligação a montante), mas não com fornecedores multinacionais (ligação a jusante), nem com concorrentes multinacionais operando no mesmo setor.⁵

Haskel, Pereira e Slaughter (2007) analisam um painel, cobrindo os anos de 1973 a 1992, de firmas/plantas do setor manufatureiro britânico. Graças a um uso cuidadoso de controles para *inputs* como capital físico e capital humano, assim como controles para o grau de concorrência do mercado (*product market competition*), é possível falar aqui no impacto do IDE (medido principalmente como a proporção do emprego setorial em empresas de propriedade estrangeira) sobre a *produtividade total de fatores* das firmas locais. Embora não se utilize uma matriz de insumo-produto, os resultados apresentam uma característica compatível com a importância dos transbordamentos verticais discutida acima: à medida que se tomam setores mais desagregados e finamente definidos (movendo-se de dois

5. A mensuração dos *linkages* é feita utilizando uma matriz insumo-produto, de modo a se conhecer, por exemplo no caso do *backward*, a proporção do produto do setor *j* que é vendida como insumo ao setor *k*. Essa proporção é então multiplicada por uma medida de presença de MNCs ou participação acionária estrangeira no setor *k*. Somando-se os resultados dessa multiplicação através de todos os setores dos quais *j* é fornecedor, constitui-se assim uma *proxy* para *backward linkages* do IDE no setor *j*.

para três e quatro dígitos na classificação SIC), caem a magnitude e a significância do impacto do IDE setorial sobre a produtividade das firmas domésticas. Além de um tratamento econométrico rigoroso (os resultados são robustos a endogeneidade, erros de medida, omissão de variáveis e viés de seleção), Haskel, Pereira e Slaughter (2007) trazem ainda um claro corolário de política: tomando alguns casos famosos em que o governo britânico ofereceu isenções fiscais para IDE, o valor estimado dos transbordamentos tecnológicos é menor do que o valor dos incentivos fiscais.

A literatura empírica aplicada ao Brasil é, até hoje, limitada. Cumpre destacar o estudo pioneiro de Gonçalves (1986) que descobriu que, comparadas às empresas nacionais, as MNCs localizadas no Brasil ofereciam mais programas externos de treinamento da mão de obra e mais serviços de assistência técnica a fornecedores e consumidores, o que contribuiria para maiores transbordamentos tecnológicos.

Gonçalves (2003) estudou transbordamentos de produtividade via IDE em empresas brasileiras do setor de transformação industrial, no período de 1997 a 2000. As bases utilizadas são praticamente as mesmas que as deste trabalho: *i*) a Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE; *ii*) os dados de comércio exterior da Secex e; o Censo de Capitais Estrangeiros, do BACEN. O impacto do IDE no transbordamento horizontal (i.e., no mesmo setor) detectado foi baixo e concentrado em poucos setores. Mas vale lembrar que no período analisado as condições macroeconômicas foram fortemente desfavoráveis a esse tipo de investimento, que em geral ficou restrito a medidas de racionalização da produção, resultando, em muitos casos, no abandono de linhas de produção, e mesmo em redução de escala. Em contrapartida, Gonçalves (2003) encontrou transbordamentos verticais positivos, reforçando a percepção de que encadeamentos de empresas transnacionais com fornecedores domésticos são um canal privilegiado para a indução de ganhos de produtividade. Dentre as contribuições de Gonçalves (2003), destacam-se a inclusão no modelo econométrico de uma variável de controle para o consumo de materiais importados pelas empresas, e de uma variável *dummy* para a estratégia ou “motivação” das MNCs nos setores (*efficiency seeking*, *market seeking*, *resorce seeking*, *strategic asset* ou *capability seeking*, não integrada), conforme o tamanho e sinal dos coeficientes de importação e exportação. Contudo, Gonçalves não inclui controles para os estoques de capital físico e humano, tal como fizeram Haskel, Harrison e Slaughter (2007), e como procuramos fazer neste trabalho. Além disso, Gonçalves (2003) também não investigou efeitos dinâmicos (ao longo do tempo) do IDE, como sugerido pelo modelo de Liu (2008).

Talvez o trabalho mais completo aplicado ao caso brasileiro seja o de Jorge e Dantas (2009). Além das mesmas bases utilizadas por Gonçalves (2003), esses autores utilizam ainda microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do MTE e da Pesquisa Industrial de Inovação Tecnológica (PINTEC), do IBGE. Tal como Javorcik (2004), Jorge e Dantas (2009) fazem uma modelagem econométrica

explícita das ligações a montante, utilizando uma matriz insumo-produto⁶ (no caso, para o Brasil no ano 1996). Para lidar com o problema da *capacidade de absorção* da tecnologia embutida no IDE, Jorge e Dantas (2009) utilizam variáveis de interação de medidas de participação estrangeira (ou de potencial para ligação a montante) do setor da firma com o *capital humano* (porcentagem de trabalhadores com curso superior completo) ou com a intensidade de P&D da firma individual.

Analisando cinco grandes setores ou cadeias produtivas⁷ no período 1998-2003, Jorge e Dantas (2009) encontram grandes diferenças de produtividade (em valor por trabalhador/ano) entre as firmas nacionais e as firmas estrangeiras, o que constitui um potencial para transbordamentos. Mas quando se tenta explicar a produtividade das firmas nacionais através da variável de transbordamento setorial para trás, essa tem efeito positivo e significativo apenas no setor farmacêutico. Quanto à influência da capacidade de absorção sobre o transbordamento de produtividade via IDE, nos únicos dois setores em que a variável de interação entre o gasto em P&D da firma nacional individual e o potencial de transbordamento para trás é significativa, ela aparece com sinal negativo, o que constitui um paradoxo. Já a variável de interação entre o percentual de pessoal ocupado na firma com nível de ensino superior e o potencial de transbordamento para trás aparece com sinal positivo e significativo em todos os setores.

De modo geral, apesar do trabalho cuidadoso com os microdados e da modelagem explícita das ligações a montante, trazendo também informações novas a respeito dos gastos com P&D das firmas nacionais, Jorge e Dantas (2009) não constroem uma variável de controle para o estoque de capital físico das firmas. Além disso, esses autores não estimam modelos dinâmicos para o impacto do IDE. É justamente sobre esses dois pontos que este trabalho procura trazer uma contribuição, apesar da limitação de usarmos dados agregados a nível setorial, e não microdados no nível de firmas individuais.

3 SOBRE OS DADOS E CONSTRUÇÃO DE VARIÁVEIS

Os dados utilizados têm periodicidade anual, com a amostra iniciando em 1996 e terminando em 2008. Foram analisados 23 setores da economia brasileira – compreendendo Indústrias Extrativas e Indústrias de Transformação –, classificados de acordo com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 1.0). Assim como outros estudos sobre nosso tema, nosso estudo se restringe a atividades industriais, deixando de fora o setor de serviços.

Valores em preços correntes foram deflacionados pelo Índice de Preços por Atacado (IPA), que a partir de abril de 2010 passou a ser denominado Índice de Preços

6. Ver nota de rodapé 5.

7. Produtos elétricos; produtos eletrônicos; automóveis, caminhões e ônibus; produtos farmacêuticos; óleos vegetais.

ao Produtor Amplo, preservando a sigla IPA. O índice é divulgado pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV) e registra variações de preços de produtos agropecuários e industriais nas transações interempresariais, isto é, nos estágios de comercialização anteriores ao consumo final. As séries originalmente em dólar (fluxo de investimento direto estrangeiro, importações e exportações por setor), além do ajuste pelo deflator IPA, também foram convertidas pela taxa de câmbio de compra média anual R\$/US\$ divulgada pelo Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP). Ao final desses ajustes, nossas variáveis em valores monetários estão todas em R\$ constantes de 2009 (ano-base).

A tabela 1 apresenta um resumo das principais variáveis deste trabalho, com fontes de dados e unidades de medida. O apêndice B apresenta os tradutores utilizados na compatibilização das diferentes versões da CNAE empregadas pelas nossas diversas bases de dados.

TABELA 1
Resumo estatístico das principais variáveis utilizadas

Variável	Fonte	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Total de trabalhadores	PIA	247487	232295	593	1449886
Trabalhadores empregadores diretamente na produção	PIA	189943	167648	422	1013243
Escolaridade (anos de estudo)	Rais	9,41	1,59	4,61	13,40
IDE (R\$ milhões)	Bacen	1092	2197	-	18724
Exportações (R\$ milhões)	Funcex	10045	11788	7	59457
Importações (milhões)	Funcex	8155	10481	11	61824
Valor da transformação industrial <i>per capita</i> (R\$ mil) ¹	PIA	196,36	225,46	18,38	1340,71
Estoque de capital físico <i>per capita</i> (R\$ mil) ¹	PIA	905,86	1084,71	52,42	6608,17
Valor da transformação industrial <i>per capita</i> (R\$ mil) ²	PIA	140,69	148,99	15,26	936,78
Estoque de capital físico <i>per capita</i> (R\$ mil) ²	PIA	648,10	728,96	42,35	4416,57
IDE/valor da transformação industrial (%)	-	18	105	-	1231
Exportações/valor da transformação industrial (%)	-	90	578	1	9926
Importações/valor da transformação industrial (%)	-	200	1096	-	14012
Número de setores	-	23	-	-	-
Número de períodos	-	13	-	-	-
Tamanho da amostra	-	299	-	-	-

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Considera número de trabalhadores empregados na produção.

² Considera número total de funcionários.

Obs.: Valores em R\$ constantes de 2009.

3.1 Investimento direto estrangeiro

O fluxo de investimento direto estrangeiro (IDE) é publicado pelo Banco Central do Brasil (BCB), que utiliza informações controladas pela Diretoria de Fiscalização do Departamento de Capitais Estrangeiros e Câmbio (DECEC). O fluxo de IDE é apresentado em dólares correntes com conversões para Reais às paridades médias anuais. No que diz respeito à distribuição setorial do IDE, o BCB adota a classificação

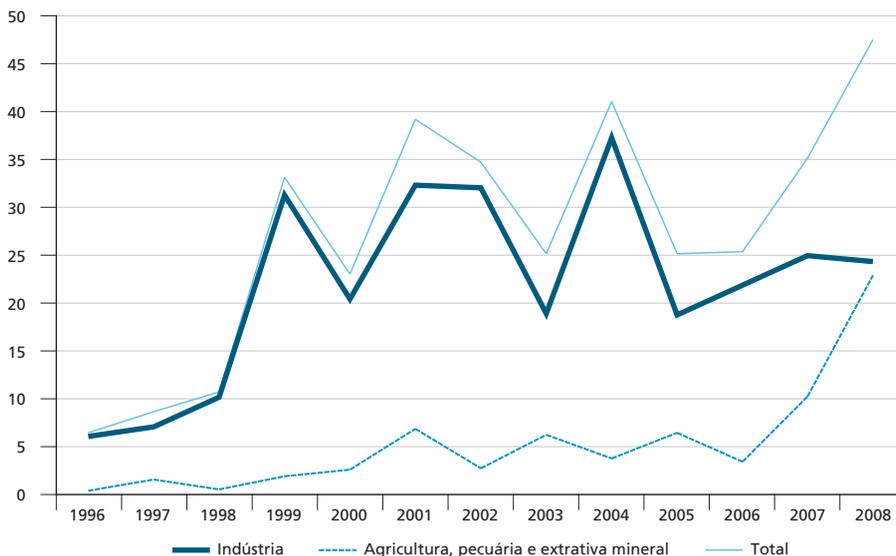
setorial de acordo com a tabela CNAE 1.0 até o ano de 2006, e passa a utilizar a tabela CNAE 2.0 a partir de 2007.

O BCB ressalta que no período de 1996 a 2000, são considerados os ingressos de investimentos para empresas receptoras de US\$ 10 milhões ou mais ao ano e a partir de 2001, são considerados todos os ingressos de investimentos. Além de ingressos de investimentos, também compõem o fluxo de IDE as conversões de empréstimos e de financiamentos em investimento direto.

O IDE é publicado em dólares americanos e nosso estudo converte seus valores para a moeda local (R\$), ajustados pela inflação (IPA). Também foi computado o volume (em R\$) de IDE dividido pelo produto do setor em questão, criando um percentual capaz de indicar a representatividade do IDE.

O gráfico 1 mostra que houve considerável aumento no fluxo de IDE ao longo do período de análise deste trabalho. Apesar do crescimento, o gráfico 2 mostra que, se o fluxo de IDE for ponderado por sua representatividade no PIB brasileiro, a relação IDE/PIB oscilou apenas entre 1% e 1,6% durante a maior parte do tempo. Ademais, nota-se que os fluxos de IDE possuem grande variabilidade por embutirem o efeito da relação cambial US\$/R\$ e o ajuste do deflator IPA.

GRÁFICO 1
Fluxo de investimento direto estrangeiro (1996-2008)
(Em R\$ bilhões)



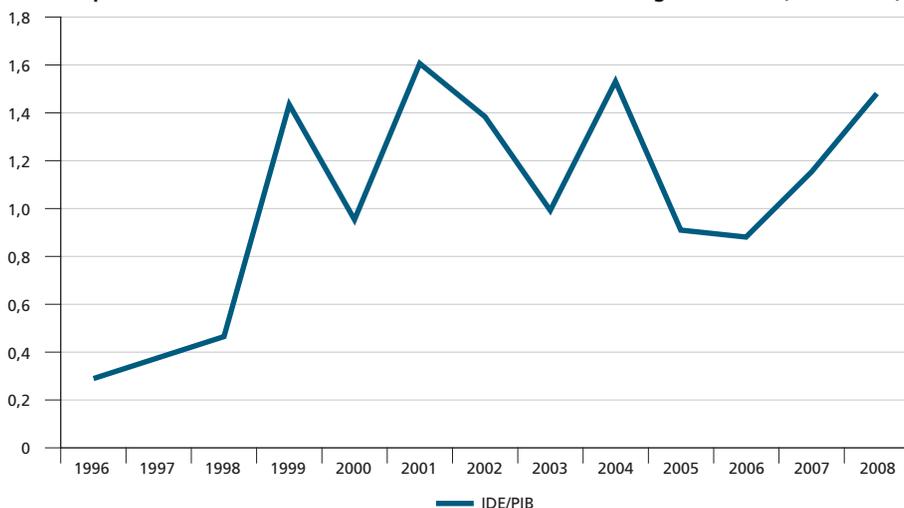
Elaboração dos autores.

Fonte: BCB e Ipea.

Obs.:¹ Valores monetários em R\$ constantes de 2009.

² A série total apresenta a soma do fluxo de IDE na indústria e nos setores da agricultura, pecuária e extrativa mineral. Dados convertidos pela taxa de câmbio médio do período e ajustados pela inflação.

GRÁFICO 2
Representatividade do fluxo de investimento direto estrangeiro no PIB (1996-2008)



Elaboração dos autores.

Fonte: BCB, Ipea e IBGE.

Obs.: Os dados do IDE correspondem à soma dos setores da indústria de transformação e setores da agricultura, pecuária e extrativa mineral. Dados convertidos pela taxa de câmbio médio e ajustados pela inflação.

3.2 Capital humano

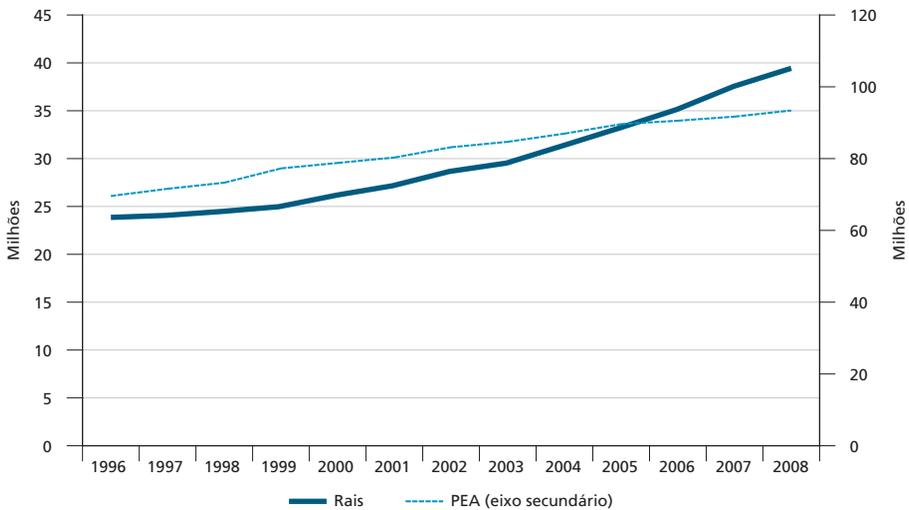
A variável “capital humano” foi construída a partir da base estatística Rais, do Programa de Disseminação de Estatísticas do Trabalho (PEDET), do MTE. As informações são disponibilizadas por nível de escolaridade, agrupadas por classificação setorial CNAE 95, enquadradas na divisão CNAE 1.0, adotada como padrão para este trabalho.

A Rais possui frequência anual e amplo escopo, coletando informações de todos os empregadores, todas as pessoas jurídicas de direito privado, inclusive as empresas públicas domiciliadas no país, entre outros.

O gráfico 3 apresenta a comparação entre o número de indivíduos mapeados pela Rais e a População Economicamente Ativa (PEA), obtida no Ipea, com base na PNAD/IBGE. Os dados apontam forte representatividade da pesquisa Rais dentro da população brasileira, mais especificamente na PEA. Por este motivo (e pela baixa informalidade do mercado de trabalho na indústria brasileira) a escolaridade publicada pela Rais teve seus dados setoriais generalizados para a construção das séries deste trabalho.

Inspecionando as informações originais (por nível de escolaridade) da Rais e considerando todos os setores da economia brasileira (inclusive o de serviços), descobrimos, por exemplo, que o percentual de trabalhadores com Nível Superior Completo evoluiu de 10,1% em 1996 para 15,9% em 2008, enquanto o percentual de trabalhadores analfabetos foi reduzido de 3% em 1996 para 0,6% em 2008; e a parcela de trabalhadores que possui apenas o Ensino Fundamental Completo caiu de 15,4% em 1996 para 5,4% em 2008. Dado o detalhamento da Rais, é possível traçar um quadro de evolução análogo para cada setor da indústria.

GRÁFICO 3
Representatividade da Rais no total de trabalhadores (Brasil, 1996-2008)



Elaboração dos autores.

Fonte: Rais/MTE, Ipea e PNAD/IBGE.

Obs.: Os dados são apresentados em número de trabalhadores. Em 2008, por exemplo, a Rais cobriu um universo de análise de aproximadamente 40 milhões de indivíduos, enquanto a PEA, do mesmo ano, cobriu aproximadamente 90 milhões de indivíduos.

A seguir, atribuindo determinada quantidade de anos de estudo a cada nível de escolaridade, conforme a tabela 2, construímos aqui a série média de anos de estudo *por trabalhador* para todos os setores industriais e para cada período (de 1996 a 2008). O gráfico 4 mostra a escolaridade média (em número de anos de estudo) para o total de trabalhadores da pesquisa Rais. Nota-se evolução de 26,7% durante o período da pesquisa, correspondendo a 2% de aumento ao ano.

TABELA 2
Associação entre nível de escolaridade e anos de estudo

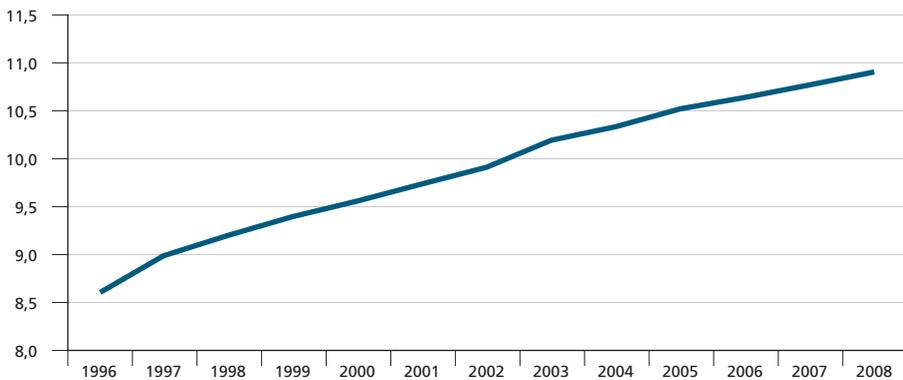
Escolaridade	Anos de estudo
Analfabeto	0,0
Ensino fundamental, até o 5º ano incompleto	2,5
Ensino fundamental, 5º ano completo	5,0
Ensino fundamental, do 6º ao 9º anos incompletos	7,0
Ensino fundamental completo	9,0
Ensino médio incompleto	10,5
Ensino médio completo	12,0
Educação superior incompleta	14,0
Educação superior completa	16,0

Elaboração dos autores.

Fonte: Rais/MTE.

Obs.: Para cada nível de escolaridade incompleto, adotamos um número de anos de estudo que é a média entre o que corresponderia a esse nível completo e o nível anterior (completo).

GRÁFICO 4
Escolaridade média – anos de estudo (1996-2008)



Elaboração dos autores.

Fonte: Rais/MTE.

Finalmente, transformamos anos de escolaridade em capital humano usando uma versão do modelo de Bils e Klenow (2000), supondo que:

$$h_{it} = e^{\phi \cdot u_{it}} \quad (1)$$

Onde μ_{it} é o número médio de anos de estudo dos trabalhadores no setor i analisado, e h_{it} é o capital humano por trabalhador do setor, no ano t . Quando o parâmetro ϕ é uma constante, ele representa a elasticidade (também constante)

do salário em relação ao número de anos de estudo.⁸ Embora se costume aceitar $\phi = 0,10$ ou $\phi = 0,08$ como valores razoáveis para a economia dos Estados Unidos, alguns estudos aplicados à economia brasileira, como Barbosa Filho e Pessoa (2008), e Rezende e Wyllie (2006) encontram valores maiores, entre 12% e 18%. Por esse motivo, adotamos aqui $\phi = 0,15$.⁹

3.3 Importações e exportações

Séries de importações e exportações também foram utilizadas neste trabalho, para fins de comparações com estudos anteriores e adoção de variáveis de controle. Esses dados são relevantes para medir o nível de abertura econômica de determinado setor e sua possível participação (ou não) no comércio internacional – supõe-se inicialmente que setores com maior abertura econômica sejam mais produtivos.

Foram utilizadas as séries de importações e exportações por setor em dólar,¹⁰ ajustadas pela taxa de câmbio de compra média anual R\$/US\$ e tratadas pelo deflator IPA. Essas séries são divulgadas pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) e obtidas no Ipea, sempre de acordo com a CNAE 1.0.

A partir desses dados, construímos também uma variável dividindo o volume (em R\$) de comércio exterior pelo produto do setor em questão, criando um percentual capaz de indicar a representatividade das importações e exportações no setor econômico estudado.

3.4 Pesquisa Industrial Anual (PIA)

Nossos dados setoriais de produto, investimento e capital foram obtidos a partir da Pesquisa Industrial Anual, publicada pelo IBGE. Em geral, as publicações são feitas com um ano e meio após o ano referência da Pesquisa, sendo, por exemplo, os dados de 2008 publicados apenas em junho de 2010.

O IBGE destaca que a PIA tem por objetivo identificar as características estruturais básicas do segmento empresarial da atividade industrial no país e suas transformações no tempo, por meio de levantamentos anuais, tomando como base uma amostra de empresas industriais. A série da PIA teve início em 1966 e apresenta, até 1995, resultados em anos intercensitários, com exceção dos anos de

8. Na formulação original de Bills e Klenow (2000), ϕ é na verdade uma função côncava de u ,

$$\phi(u) = \frac{\theta}{1 - \psi} u^{1 - \psi}$$

com $\theta = 0,32$ e $\psi = 0,58e$. Nesse caso, a elasticidade do salário em relação ao número de anos de estudo é crescente em u .

9. No apêndice A, mostramos na tabela A.1 o capital humano de cada setor (média para o período 1996-2008) em função de valores alternativos de ϕ . Mostramos também (tabela A.2) que a ordenação dos setores conforme a "intensidade de capital humano" não se altera significativamente quando ϕ varia.

10. Os dados da Funcex são divulgados em dois formatos: *quantum* e *preços*. Utilizamos aqui a série *preços*.

1971 e 1991. Apenas a partir de 1996 a PIA se adequa aos parâmetros do modelo de produção das estatísticas industriais, comerciais e de serviços, alterando seus levantamentos censitários de períodos quinquenais por pesquisas anuais.

O IBGE pondera ainda que o desenho da pesquisa leva em conta a concentração da atividade produtiva nos segmentos de maior porte, incluindo na amostra todas as empresas industriais com trinta ou mais pessoas ocupadas e/ou que auferiram receita bruta proveniente das vendas de produtos e serviços industriais superior a determinado valor no ano anterior ao de referência da pesquisa. Em 2008, adotou-se o corte de R\$ 8,5 milhões. As demais empresas, numericamente majoritárias, mas com pequena expressão no cômputo geral da atividade econômica, são objeto de seleção amostral.

Uma pesquisa como a PIA, mesmo possuindo um eficiente processo de coleta de dados, está sujeita a incluir/descartar diferentes empresas ao longo do tempo. Contudo, se a relação entre IDE, produto amostral e produto populacional é igual para todos os setores, então a utilização de dados da PIA neste trabalho não compromete a generalização dos resultados obtidos. Essa hipótese implica que o viés de seleção é o mesmo para todos os setores, em todos os anos. Formalmente,

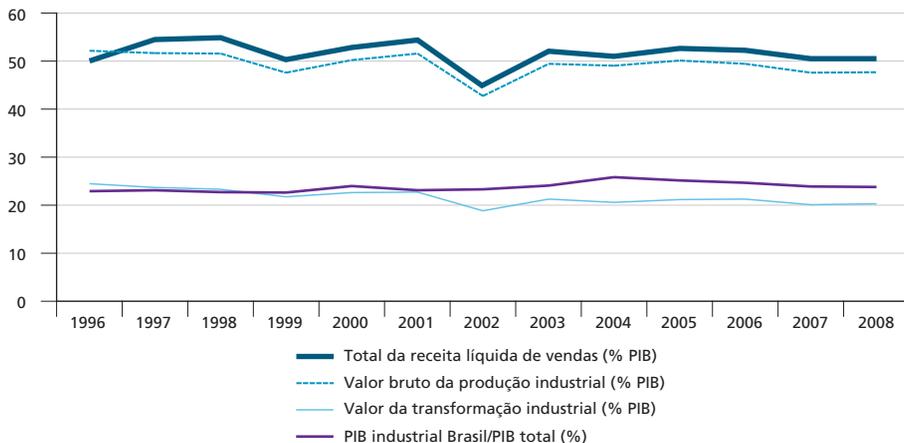
$$\frac{\frac{IDE_i}{\tilde{Y}_i}}{\frac{IDE_i}{Y_i}} = \frac{\frac{IDE_j}{\tilde{Y}_j}}{\frac{IDE_j}{Y_j}} \Leftrightarrow \frac{Y_i}{\tilde{Y}_i} = \frac{Y_j}{\tilde{Y}_j} \quad (2)$$

onde i e j são setores da economia, IDE_i e IDE_j representam o investimento direto estrangeiro no setor i e no setor j , respectivamente; Y_i e Y_j são o produto populacional do setor i e do setor j , respectivamente; \tilde{Y}_i e \tilde{Y}_j são dados amostrais PIA e representam o produto coberto pelo universo da amostra da pesquisa para os setores i e j .

Dessa forma, a expressão (2) mostra como o investimento direto estrangeiro (que representa dados totais da economia brasileira e do BCB) se relaciona com a medida de produto utilizada neste trabalho (com dados amostrais vindos da PIA).

Ressaltando que a soma das receitas de vendas ou do valor da transformação industrial, para as empresas do universo da PIA, não segue a mesma metodologia utilizada para o cálculo do PIB, o gráfico 5 mostra que, apesar disso, o valor da transformação industrial calculado pela PIA é significativo no PIB brasileiro. O gráfico 5 mostra também que o universo de análise da PIA é relativamente estável na economia brasileira, e que o valor da transformação industrial coberto pela pesquisa é próximo da participação do PIB industrial no PIB total.

GRÁFICO 5
Representatividade da PIA na economia brasileira



Elaboração dos autores.

Fonte: IPA, PIA/IBGE e Sídra/IBGE.

Obs.: Variáveis obtidas da PIA: total da receita líquida de vendas, valor bruto da produção industrial e valor da transformação industrial.

3.4.1 Produtividade

Os dados de produtividade que utilizamos são obtidos a partir da PIA do IBGE. A medida de *produto* adotada por este trabalho é o valor da transformação industrial (VTI), que é a diferença entre o valor bruto da produção industrial (VBPI) e os custos das operações industriais (COI).

O VBPI, por sua vez, é a soma de vendas de produtos e serviços industriais (receita líquida industrial), variação dos estoques dos produtos acabados e em elaboração, e produção própria realizada para o ativo imobilizado. Já os COI são os custos ligados diretamente à produção industrial, ou seja, são o resultado da soma do consumo de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes, da compra de energia elétrica, do consumo de combustíveis, das peças, dos acessórios e dos serviços industriais, de manutenção e reparação de máquinas e de equipamentos ligados à produção prestados por terceiros.

Para o *número de trabalhadores*, utilizamos o número médio de pessoal ocupado ligado à produção no ano. Finalmente, a *produtividade* é definida como o *produto* dividido pelo *número de trabalhadores*.

3.4.2 Estoque de capital físico

A fim de medir o estoque setorial de capital por trabalhador utilizamos o método do inventário perpétuo, partindo de:

$$k_{it} = \left((1 - \delta) \cdot k_{it-1} + l_{it-1} \right) \cdot \frac{L_{it-1}}{L_{it}} \quad (3)$$

onde i denota o setor; δ é a taxa de depreciação física do capital, que vamos aqui considerar idêntica entre setores, com $\delta = 0,07$; ¹¹ $l_{it-1} \equiv \frac{I_{it-1}}{L_{it-1}}$ é o investimento por trabalhador no período; $t-1$, k_{it} , é o estoque de capital por trabalhador em t ; L_{it} é o número de trabalhadores.

Caselli (2005) e Ferreira *et al.* (2008) ressaltam que o método do inventário perpétuo requer um valor inicial para o estoque de capital, K_0 . Como a PIA não disponibiliza o estoque de capital físico (setorial) no ano inicial da pesquisa, este trabalho adotou a conhecida hipótese Bureau of Economic Analysis (BEA). Essa hipótese nos permite obter uma estimativa do estoque inicial de capital a partir do investimento no ano inicial da pesquisa e da taxa de crescimento do investimento em *steady-state*:¹²

$$K_{i0} = \frac{I_{i0}}{g+\delta} \text{ ou } k_{i0} = \frac{l_{i0}}{g+\delta} \quad (4)$$

onde g é a taxa de crescimento da economia em *steady-state*, usualmente 2%.

Por sua vez, os dados de investimento, necessários para a construção do estoque de capital físico de cada setor, também não são disponibilizados pela PIA em uma série específica. Este trabalho adota então uma composição de três outras séries como aproximação do investimento:

$$I_{it} = \text{Aquisições} + \text{Melhorias}_{it} - \text{Baixas}_{it} \quad (5)$$

onde I_{it} é o investimento no setor i , ano t ; *aquisições e melhorias* de ativos do setor i no ano t são os custos das aquisições, da produção própria e de melhorias para o ativo imobilizado (incluem os gastos necessários para colocar os itens especificados em local e condições de uso no processo operacional da empresa); e *baixas* de ativos do setor i no ano t é o valor residual dos bens, ou seja, os custos de aquisição

11. Esse valor (7%) para a taxa de depreciação do estoque de capital físico é usual na literatura sobre crescimento econômico, como por exemplo em Ferreira *et al.* (2008). No apêndice A, mostramos na tabela A.3 o estoque de capital físico de cada setor (média para o período 1996-2008) em função de valores alternativos de δ . Na tabela A.4 mostramos que a ordenação dos setores conforme a *intensidade de capital físico* não se altera significativamente quando δ varia.

12. Outra alternativa seria utilizar uma série mais longa, para trás, de investimento a nível setorial, como fazem Alves e Silva (2008). Comparando as duas abordagens, vemos que elas apresentam deficiências diferentes: enquanto a nossa (hipótese BEA) torna o estoque de capital muito sensível ao investimento do ano inicial quando a série é curta, a alternativa de Alves e Silva necessariamente subestima o valor do estoque de capital dos setores, pois se assume que o investimento realizado anteriormente ao primeiro ano da série (1986, no caso) já se encontra totalmente depreciado.

corrigidos monetariamente e deduzidos dos saldos das contas de depreciação na data em que se dão as baixas.

Ocorre, porém, que nem todas as empresas participantes da PIA declaram aquisições, melhorias e baixas. Para obter a série de investimento por setor, nos valem da seguinte adaptação:

$$Inv_{it} = \left(\frac{Aquisições_{it}}{N_Aquisições_{it}} + \frac{Melhorias_{it}}{N_Melhorias_{it}} - \frac{Baixas_{it}}{N_Baixas_{it}} \right) * N_Empresas_{it} \quad (6)$$

onde $N_Aquisições_{it}$, $N_Melhorias_{it}$ e N_Baixas_{it} representam o número de empresas informantes em cada uma das categorias (aquisições, melhorias e baixas), incluindo as empresas que reportaram valores iguais a zero; e $N_Empresas_{it}$ é o número total de empresas que participou da PIA, também é o mesmo número de empresas que apresenta dados de produto, receitas, custos, entre outros.

Ou seja, em (6) estamos supondo que, em média, as empresas não declarantes realizaram o mesmo investimento que as declarantes. Alves e Silva (2008) consideram essa imputação de dados válida ao compararem as empresas da PIA quanto aos padrões de crescimento da receita líquida e do pessoal ocupado: como não há diferenças significativas entre declarantes e não declarantes (de investimento), os autores concluem não haver um viés de declaração na pesquisa – caso houvesse, seria de se esperar que empresas não declarantes tivessem feito investimentos menores, o que se refletiria em queda na receita líquida ou no pessoal ocupado.¹³

4 METODOLOGIA E RESULTADOS

Para avaliar o impacto do investimento direto estrangeiro (IDE) na produtividade dos setores brasileiros, testamos algumas especificações de modelos através de estimação em painel. Os controles incluídos no lado direito das equações abaixo justificam-se a seguir:

- capital físico e humano: como já discutido anteriormente, a inclusão desses controles é necessária quando desejamos isolar o impacto do IDE sobre a *produtividade total de fatores* ou o *nível tecnológico* dos setores. Afinal, o IDE normalmente é acompanhado de influxos de capital físico (ou recursos financeiros para sua aquisição) e de capital humano (trabalho qualificado, às vezes estrangeiro);

13. Dispondo de microdados da PIA, Alves e Silva (2008) utilizam, em vez da simples expressão (6), um *propensity score matching* para fazer a imputação de dados, agrupando firmas com características semelhantes.

- importações e exportações: como argumentam Rossi Junior e Ferreira (1999), as importações são um canal de transferência de tecnologia estrangeira, enquanto que setores com maior viés exportador devem estar submetidos a maior competição/concorrência, incentivando ganhos de produtividade;
- interações entre IDE e capital humano: Jorge e Dantas (2009) consideram que o capital humano deve afetar positivamente a *capacidade de absorção* de tecnologia estrangeira embutida no IDE;
- medidas de IDE: se a transferência internacional de tecnologia ocorrer como um *livre fluxo de ideias* à la Rivera-Batiz e Romer (1991), então a medida adequada é simplesmente o nível absoluto de IDE (especificações 1 e 2 abaixo); já quanto a transferência internacional de tecnologia, práticas administrativas etc., dependem das oportunidades de contato entre as firmas nacionais e as multinacionais à la Findlay (1978), então uma medida adequada é a relação IDE/produto setorial (especificações 3 e 4 abaixo).¹⁴ Além disso, quando tanto a produtividade quanto o *IDE_{it}* são *pró-cíclicos*, isto é, crescem quando cresce o produto do setor (*Y_{it}*), então a correlação entre eles pode ser espúria, o que também recomenda a medida IDE/produto setorial. O mesmo raciocínio aplica-se às exportações e importações dos setores.

QUADRO 1
Lista de modelos examinados

Modelo 1: $\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln IDE_{it} + \beta_2 \cdot \ln k_{it} + \beta_3 \cdot \ln h_{it} + \beta_4 \cdot \ln EXP_{it} + \beta_5 \cdot \ln IMP_{it} + D_t + \varepsilon_{it}$
Modelo 2: $\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln IDE_{it} + \beta_2 \cdot \ln k_{it} + \beta_3 \cdot \ln h_{it} + \beta_4 \cdot (\ln IDE_{it} * \ln h_{it}) + \beta_5 \cdot \ln EXP_{it} + \beta_6 \cdot \ln IMP_{it} + D_t + \varepsilon_{it}$
Modelo 3: $\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{IDE_{it}}{Y_{it}} \right) + \beta_2 \cdot \ln k_{it} + \beta_3 \cdot \ln h_{it} + \beta_4 \left(\frac{EXP_{it}}{Y_{it}} \right) + \beta_5 \left(\frac{IMP_{it}}{Y_{it}} \right) + D_t + \varepsilon_{it}$
Modelo 4: $\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{IDE_{it}}{Y_{it}} \right) + \beta_2 \cdot \ln k_{it} + \beta_3 \cdot \ln h_{it} + \beta_4 \left[\left(\frac{IDE_{it}}{Y_{it}} \right) * \ln h_{it} \right] + \beta_5 \left(\frac{EXP_{it}}{Y_{it}} \right) + \beta_6 \left(\frac{IMP_{it}}{Y_{it}} \right) + D_t + \varepsilon_{it}$

Elaboração dos autores.

Todos os modelos adotam a seguinte notação:

i = setor e *t* = ano.

14. Analogamente, Haskel, Pereira e Slaughter (2007) usam a proporção setorial de trabalhadores em empresas com controle acionário estrangeiro.

$y_{it} = \left(\frac{Y}{L}\right)_{it}$ = valor da transformação industrial por trabalhador (produtividade).

$k_{it} = \left(\frac{K}{L}\right)_{it}$ = estoque de capital físico por trabalhador.

h_{it} = capital humano por trabalhador.

$(IDE)_{it}$ = fluxo de investimento direto estrangeiro.

$(EXP)_{it}$ e $(IMP)_{it}$ = exportações e importações.

$\left(\frac{IDE_{it}}{Y_{it}}\right)$ = fluxo de investimento direto estrangeiro no setor i , ano t ,

dividido pelo valor da transformação industrial (produto) do setor i , ano t . Mede o peso do IDE para o setor.

$\left(\frac{EXP_{it}}{Y_{it}}\right)$ e $\left(\frac{IMP_{it}}{Y_{it}}\right)$ = exportações (e importações) do setor i , ano t , sobre o

valor da transformação industrial (produto) do setor i , ano t . Medem o peso do comércio exterior para o setor.

D_t = uma variável *dummy* de ano, utilizada com o intuito de isolar efeitos causados por fatores exógenos (por exemplo, ciclos econômicos) e comuns a todos os setores.

$\ln X$ = variável X em *log* natural.

Para estimar os parâmetros dos modelos de 1 a 4 da tabela 3, experimentamos efeitos fixos e efeitos aleatórios, tendo o teste de Hausman recomendado efeitos fixos. Na tabela 3 reportamos os resultados da estimação, utilizando efeitos fixos de tempo (ano) e de setor (de modo que os coeficientes β_0 são, na verdade, β_{0i}).¹⁵ Como é usual na estimação com este tipo de dados em painel, agrupamos os erros-padrão por setor (*cluster* por setor), admitindo, portanto, padrões arbitrários de heterocedasticidade e de autocorrelação dos resíduos intrasetor.

A fim de tornar a notação menos pesada no que segue, omitimos o *ln* (*log* natural) dos nomes das variáveis. A tabela 3 apresenta regressões realizadas em uma única amostra, com todos os setores disponíveis, porém descartando-se o de fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis.¹⁶

15. Gonçalves (2003), Pessoa (2008) e Azevedo (2009) também encontraram resultados que sugerem a adoção do modelo de efeitos fixos. No nosso caso, os efeitos fixos de setor visam isolar o efeito de características setor específicas, fixas ao longo do tempo, e que afetam a produtividade. Na seção 5, discutimos o uso de *time-differences* como alternativa aos efeitos fixos de setor.

16. Assim como em Azevedo (2009), este setor foi excluído porque a série de IDE apresenta valores nominais extremamente baixos entre os anos de 1996 e 2005 (com média anual de US\$ 5,4 milhões), enquanto os anos entre 2006 e 2008 concentram 98,5% do total do fluxo de IDE observado neste setor, com média de US\$ 1.172 milhões por ano.

Os resultados da tabela 3 foram obtidos com variáveis por trabalhador calculadas usando o número de trabalhadores ligados à produção.¹⁷ Estão sujeitas ao ajuste por número de trabalhadores as variáveis de produto e estoque de capital físico. Todos os resultados foram obtidos por meio de painel balanceado.

Embora nossa série de dados comece em 1996, optamos na tabela 3 por tomar como ano inicial 1999, a fim de tornar os resultados dos modelos com variáveis contemporâneas diretamente comparáveis com os resultados da seção 5, onde utilizamos variáveis de IDE defasadas em até três períodos, tendo portanto 1999 como data inicial da variável dependente $\ln y$ (produtividade). Exceto por uma perda de significância da variável IDE/Y (de 5% para 10%) no modelo 3, e da interação IDE.h (de 10% para 15%), os resultados da tabela 3 não mudariam consideravelmente caso tomássemos como data inicial 1996.

TABELA 3
Resultados da estimação dos modelos 1 a 4

Modelo	1	2	3	4
Lag	0	0	0	0
Data inicial	1999	1999	1999	1999
Constante	-0,7503 (0,9000)	-0,1976 (0,2400)	1,2433* (1,4500)	1,2949* (1,3700)
IDE	-0,0069 (0,9100)	-0,0795** (2,0700)		
IDE/Y			-0,0442*** (7,4200)	-0,5853 (0,4300)
IDE.h		0,0502** (1,8700)		
(IDE/Y).h				0,3010 (0,3900)
h	1,8271*** (2,3500)	1,5190** (1,9500)	2,3195*** (2,8600)	2,2676*** (2,6100)
k	0,1858*** (3,5300)	0,1871*** (3,8000)	0,0846 (0,8600)	0,0892 (0,9300)
EXP	0,0897*** (4,2000)	0,0838*** (4,5800)		
IMP	0,1644*** (2,5000)	0,1544*** (2,3100)		
EXP/Y			0,0233*** (10,0400)	0,0109 (0,3500)
IMP/Y			-0,0085*** (3,6100)	-0,0042 (0,3500)

(Continua)

17. Rossi e Ferreira (1999) utilizaram a série de pessoal empregado na produção. Feijó e Carvalho (1994a) também defendem o uso da variável trabalhadores na produção para evitar superestimação do aumento da produtividade, devido ao aumento do processo de terceirização.

(Continuação)

Modelo	1	2	3	4
	<i>Dummies</i>			
d_2000	-0,0800***	-0,0762***	-0,0826***	-0,0819***
d_2001	-0,1505***	-0,1385***	-0,1489***	-0,1466***
d_2002	-0,3260***	-0,3188***	-0,4050***	-0,4001***
d_2003	-0,3585***	-0,3475***	-0,4468***	-0,4405***
d_2004	-0,4721***	-0,4577***	-0,5640***	-0,5553***
d_2005	-0,5065***	-0,4953***	-0,6153***	-0,6075***
d_2006	-0,5743***	-0,5632***	-0,6861***	-0,6771***
d_2007	-0,6544***	-0,6396***	-0,7743***	-0,7644***
d_2008	-0,6718***	-0,6570***	-0,7947***	-0,7841***
N	220	220	220	220
r ²	0,59085336	0,59537185	0,6215627	0,62228951
F	465,88645	1030,4242	1007354,9	1173929,4
Períodos	10	10	10	10

Elaboração dos autores.

Notas: * Nível de significância a 20%.

** Nível de significância a 10%.

*** Nível de significância a 5%.

Obs.: 1. Estatísticas *t* em parênteses.2. Variável dependente = *lny*.

3. OLS com efeitos fixos de tempo e de setor.

4. Erros-padrão agrupados por setor.

5. Variáveis em nível e contemporâneas.

Apesar dos níveis de significância não muito altos para os coeficientes associados a algumas das variáveis explicativas,¹⁸ os resultados acima sugerem o seguinte padrão: impacto negativo do IDE, impacto positivo da interação IDE-capital humano,¹⁹ impacto positivo do capital humano, impacto positivo do capital físico, e impacto positivo da abertura (importações e exportações).²⁰ Sendo uma das contribuições deste trabalho a inclusão do capital físico como um controle nas regressões que buscam estimar o impacto do IDE sobre a produtividade, os resultados encontrados para *k* nos modelos 1 e 2 confirmam a relevância desse controle. Além disso, como seria de se esperar intuitivamente, o capital físico por trabalhador influencia positivamente o produto por trabalhador.

4.1 *Threshold* de capital humano

Usando a notação da tabela 3, modelo 2, temos que a elasticidade da produtividade em relação ao IDE é dada por:

18. Basicamente, *IDE* e *IDE.h* no modelo 2. Mas vale notar que níveis de significância muito altos não são de se esperar dadas as reduzidas dimensões do nosso painel: N = 22 (setores) por T = 10 (períodos).

19. Ao utilizarem como medida de *capacidade de absorção* a porcentagem de funcionários com nível superior de educação, Jorge e Dantas (2009) também encontram um impacto positivo da interação IDE-capital humano sobre a produtividade das firmas em sua amostra.

20. Exceto das importações sobre o produto setorial no modelo 3.

$$\frac{d(\ln y)}{d(\ln IDE)} = \beta_1 + \beta_4 \cdot \ln h \quad (7)$$

Agora, sabemos pela tabela 3 que nossas estimativas dos coeficientes são tais que $\beta_1 < 0$ e $\beta_4 > 0$. Assim, impondo $\frac{d(\ln y)}{d(\ln IDE)} = 0$ e lembrando da definição de h

em (1),²¹ obtemos o *threshold* de anos de estudo a partir do qual o IDE tem efeito positivo na produtividade setorial. Usando as estimativas de β_1 e β_4 da tabela 3, obtemos o *threshold* $\underline{u} = 10,5$, o que corresponde a um 2º grau quase completo.

Inspecionando a tabela A.5 do apêndice A, com o número de anos de escolaridade por ano e por setor, vemos que no ano inicial da amostra (1996) apenas um dos 22 setores incluídos na nossa análise (fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática) tinha u acima de $\underline{u} = 10,5$. No ano final (2008), doze setores já possuíam $u > \underline{u}$.

5 ROBUSTEZ

Os modelos da seção anterior podem estar sujeitos a diversos *problemas de estimação*. De modo geral, nesses modelos regredimos a produtividade contra o IDE contemporâneo e demais controles. Como devemos interpretar nossa estimativa $\hat{\beta}_1$ do coeficiente associado ao IDE contemporâneo? Segundo Baltagi e Griffin (1984), tudo depende da *verdadeira estrutura dinâmica*, em relação à qual um modelo como 2 acima pode muito bem estar subespecificado: se a produtividade contemporânea (y) depender também de IDEs defasados e se, ademais, a série de IDE apresentar persistência (correlação positiva entre o IDE contemporâneo e os IDEs defasados), então $\hat{\beta}_1$ estará capturando uma *relação de longo prazo* que pode ser interpretada como a relação em *cross-section* entre as médias (na série de tempo) da produtividade e do IDE. Já se alguma dessas duas condições não valer, então $\hat{\beta}_1$ vai capturar uma “relação de curto prazo” entre y e IDE.

Torna-se, portanto, interessante investigar primeiramente se existe persistência nas nossas séries de IDE. Para isso, estimamos as equações:

$$\ln IDE_{it} + \gamma_{0i} + \gamma_1 \cdot \ln IDE_{it-1} + \mu_{it}, \quad (8)$$

para os modelos 1 e 2. E

$$\left(\frac{IDE_{it}}{Y_{it}}\right) = \gamma_{0i} + \gamma_1 \cdot (IDE_{it-1} / Y_{it-1}) + \pi_{it}, \quad (9)$$

para os modelos 3 e 4, onde γ_{0i} representa efeitos fixos de setor.

21. Adotando, como sempre no texto principal, $\phi = 0,15$.

Nossas estimativas de γ_1 são aproximadamente 0,26 para (8) e 0,30 para (9), o que indica que, embora exista persistência na série de IDE, ela não é alta. Tendo isso em mente, vamos doravante interpretar os coeficientes associados ao IDE como coeficientes de curto prazo.²²

Outro provável problema de subespecificação dos modelos apresentados acima é a *endogeneidade*: setores são mais produtivos porque recebem mais IDE, ou atraem mais IDE por já serem mais produtivos? Em particular, nossas especificações 3 e 4 estariam especialmente sujeitas à endogeneidade: supondo, por exemplo, uma queda no produto setorial (Y), então (tudo mais constante) teríamos uma queda na produtividade ($y = Y/L$, variável dependente) e um aumento na variável explicativa IDE/Y , dando viés negativo o coeficiente associado a IDE/Y .

Uma prática comum em econometria aplicada consiste em utilizar variáveis explicativas defasadas, a fim de mitigar o problema da endogeneidade ou simultaneidade. No nosso caso, a intuição para isso seria: se a produtividade corrente também *causa* o IDE corrente, e se ademais o IDE passado está positivamente correlacionado com o IDE corrente, então ao usarmos o IDE passado para explicar a produtividade corrente estaríamos tomando apenas a parte *não endógena* do IDE corrente, que não teria sido causada pela produtividade corrente, para explicá-la.

Contudo, como se sabe, o uso de variáveis explicativas defasadas não elimina o viés de simultaneidade. Além disso, quando a variável explicativa apresenta correlação serial, o problema é exacerbado. Suponha, por exemplo, que é verdadeiro o seguinte modelo estrutural:²³

$$\begin{cases} y_t = b_0 \cdot IDE_t + b_1 \cdot IDE_{t-1} + \eta_t \\ IDE_t = a \cdot IDE_{t-1} + c \cdot y_t + \varphi_t \end{cases} \quad (10)$$

Resolvendo para y_t em função de IDE_{t-1} , obtemos

$$y_t = \frac{b_0 \cdot a + b_1}{1 - b_0 \cdot c} \cdot IDE_{t-1} + \frac{b_0 \cdot \varphi_t + \eta_t}{1 - b_0 \cdot c} \quad (11)$$

Estimando o coeficiente associado a IDE_{t-1} na forma reduzida (11), não obteremos algum dos parâmetros estruturais b_0 e b_1 , nem o efeito de longo prazo $b_0 \cdot a + b_1$, nem o impacto da “parte não endógena” de IDE_t , $b_0 \cdot a$.

Feitas essas importantes ressalvas, estimamos nossos 4 modelos acima com variáveis de IDE defasadas:²⁴

22. Deixamos para a seção 6, abaixo investigar se a produtividade contemporânea (y) depende também de IDEs defasados.

23. Agradecemos a um parecerista anônimo pelo exemplo.

24. Haskel, Pereira e Slaughter (2007), ademais, instrumentam os influxos setoriais de IDE no Reino Unido com os influxos nos setores correspondentes da economia dos Estados Unidos.

TABELA 4
Resultados da estimação dos modelos 1 a 4 com variáveis de IDE defasadas em um ano

Modelo	1	2	3	4
Lag	1	1	1	1
Data inicial (Iny)	1999	1999	1999	1999
Constante	-0,7205 (0,8500)	0,0989 (0,1000)	1,4040** (1,4500)	1,3698** (1,4400)
IDE _{t-1}	0,0021 (0,1700)	-0,1485*** (2,7600)		
(IDE/Y) _{t-1}			-0,0199*** (3,5900)	-0,7921*** (4,5900)
IDE _{t-1} .h _{t-1}		0,1077*** (2,5900)		
(IDE/Y) _{t-1} .h _{t-1}				0,4393*** (4,5600)
h _t	1,8068*** (2,3500)	1,4078** (1,7100)	2,2236*** (2,6300)	2,2163*** (2,6200)
k _t	0,1850*** (3,5100)	0,1891*** (3,8800)	0,0795 (0,7900)	0,0860 (0,8600)
EXP _t	0,0895*** (4,4100)	0,0702*** (4,2600)		
IMP _t	0,1588*** (2,4400)	0,1445*** (2,1800)		
(EXP/Y) _t			0,0290*** (10,1700)	0,0235*** (8,4000)
(IMP/Y) _t			-0,0156*** (9,1500)	-0,0118*** (5,6900)
<i>Dummies</i>				
d_2000	-0,0781***	-0,0920***	-0,0737***	-0,0606**
d_2001	-0,1548***	-0,1577***	-0,1555***	-0,1408***
d_2002	-0,3317***	-0,3433***	-0,3888***	-0,3841***
d_2003	-0,3623***	-0,3789***	-0,4361***	-0,4252***
d_2004	-0,4764***	-0,4904***	-0,5500***	-0,5393***
d_2005	-0,5094***	-0,5307***	-0,6005***	-0,5874***
d_2006	-0,5761***	-0,6101***	-0,6683***	-0,6595***
d_2007	-0,6533***	-0,6985***	-0,7543***	-0,7464***
d_2008	-0,6694***	-0,7110***	-0,7721***	-0,7644***
N	220	220	220	220
r2	0,5895125	0,6127543	0,61204963	0,61908812
F	344,46554	319,75931	187906,6	682562,48
Períodos	10	10	10	10

Elaboração dos autores.

Notas: * Nível de significância a 20%.

** Nível de significância a 10%.

*** Nível de significância a 5%.

Obs.: 1. Estatísticas t em parênteses.

2. OLS com efeitos fixos de ano e de setor.

3. Erros-padrão agrupados por setor.

4. Variáveis em nível.

5. Variável dependente = *lnyt*.

TABELA 5
Resultados da estimação dos modelos 1 a 4 com variáveis de IDE defasadas em três anos

Modelo	1	2	3	4
Lag	3	3	3	3
Data inicial (Iny)	1999	1999	1999	1999
Constante	-0,7239 (0,8600)	-0,6612 (0,7100)	1,0227** (1,4000)	1,0083** (1,3800)
IDE _{t-3}	0,0021 (0,2700)	-0,0810** (1,6900)		
(IDE/Y) _{t-3}			0,0301*** (9,3000)	0,1279 (1,1300)
IDE _{t-3} ·h _{t-3}		0,0653** (1,6400)		
(IDE/Y) _{t-3} ·h _{t-3}				-0,0555 (0,8700)
h _t	1,8199*** (2,3500)	1,8050*** (2,1400)	2,4100*** (3,0500)	2,4135*** (3,0400)
k _t	0,1842*** (3,5600)	0,1769*** (3,5300)	0,0994 (1,0500)	0,1008 (1,0400)
EXP _t	0,0895*** (4,3900)	0,0822*** (3,9100)		
IMP _t	0,1578*** (2,5000)	0,1669*** (2,7900)		
(EXP/Y) _t			0,0264*** (9,6700)	0,0263*** (9,3700)
(IMP/Y) _t			-0,0133*** (7,7600)	-0,0132*** (7,8300)
<i>Dummies</i>				
d_2000	-0,0763***	-0,0878***	-0,0820***	-0,0821***
d_2001	-0,1563***	-0,1822***	-0,1668***	-0,1667***
d_2002	-0,3330***	-0,3806***	-0,4183***	-0,4198***
d_2003	-0,3637***	-0,4100***	-0,4596***	-0,4607***
d_2004	-0,4809***	-0,5458***	-0,5864***	-0,5861***
d_2005	-0,5132***	-0,5883***	-0,6268***	-0,6270***
d_2006	-0,5803***	-0,6630***	-0,6977***	-0,6980***
d_2007	-0,6582***	-0,7552***	-0,7866***	-0,7870***
d_2008	-0,6746***	-0,7845***	-0,8160***	-0,8164***
N	220	220	220	220
r2	0,58958013	0,60833377	0,61833632	0,61850176
F	270,33483	372,99025	221276,44	247410,15
Períodos	10	10	10	10

Elaboração dos autores.

Notas: * Nível de significância a 20%.

** Nível de significância a 10%.

*** Nível de significância a 5%.

Obs.: 1. Estatísticas t em parênteses.

2. OLS com efeitos fixos de ano e de setor.

3. Erros-padrão agrupados por setor.

4. Variáveis em nível.

5. Variável dependente = *lnyt*.

Ainda outra opção, a fim de tratar do problema de endogeneidade, é regressir a produtividade corrente contra a produtividade defasada e o IDE corrente (e demais controles), usando IDEs defasados como instrumentos. Na tabela 6 apresentamos os resultados da estimação do modelo 2 com variáveis instrumentais, com a lista de instrumentos (defasagens do IDE e da produtividade) que se mostrou mais favorável em termos de significância das nossas variáveis de interesse.

TABELA 6
Resultados da estimação do modelo 2 com variáveis instrumentais

Data inicial (lny)	1999
Lista de instrumentos	IDE(-1), IDE(-1)*h, IDE(-2), IDE(-2)*h, constante, lny(-1), k, h, Exp, Imp.
Constante	1,276078 (-0,816528)
lny(-1)	0,543819*** (-6,686368)
IDE	-0,207984* (-1,647203)
IDE,h	0,189946** (-1,687526)
h	-0,181204 (-0,197856)
k	0,134119*** (-4,020924)
EXP	0,027479 (-1,005621)
IMP	-0,040491 (-0,508414)
N	220
r2	0,92
F	327,81
Períodos	10

Elaboração dos autores.

Nota: * Nível de significância a 15%.

** Nível de significância a 10%.

*** Nível de significância a 5%.

Obs.: 1. Estatísticas *t* em parênteses.

2. TSLS com efeitos fixos de ano e de setor.

3. Erros-padrão agrupados por setor.

4. Variáveis em nível.

5. Variável dependente = *lnyt*.

Comparando com nossos resultados anteriores (da tabela 3), nota-se um considerável aumento na qualidade de ajuste da regressão (*R*²) – afinal, a produtividade apresenta forte persistência – e no tamanho dos coeficientes associados ao IDE e à interação desse com o capital humano, com uma pequena perda de significância do IDE (*p*-valor de 0,1010 para o coeficiente associado ao IDE na tabela 6). Porém, perderam significância os controles capital humano, exportações e importações.

Como se sabe, o uso de modelos em primeiras-diferenças (*time-differences*) é uma técnica para corrigir *omissão de variáveis*. Haskel, Pereira e Slaughter (2007) destacam ser esse particularmente o caso quando imaginamos características setoriais fixas ao longo do tempo e que afetam a produtividade dos setores, como por exemplo tarifas, infraestrutura etc. Ou seja, o uso de modelos em primeiras diferenças é uma alternativa ao uso de efeitos fixos (de setor, no nosso caso). Segundo Wooldridge (2002), o critério de escolha é o padrão de correlação serial dos termos aleatórios dos modelos estimados: caso os erros sigam um passeio aleatório, primeiras diferenças é mais recomendado; caso os erros sejam um ruído branco, efeitos fixos é o mais recomendado. Estimando os modelos 1 a 4 da tabela 3 usando apenas *dummies* de ano, obtemos estatísticas Durbin-Watson bastante baixas: 1,2 para o modelo 2 e 1,05 para o modelo 4, consideravelmente abaixo dos valores críticos d_L tabulados por Bhargava, Braconier e Forslid (1982). Por esse motivo, é interessante examinar os resultados da estimação dos nossos modelos usando primeiras diferenças.

A seguir, apresentamos os resultados da estimação dos nossos modelos com *time-differences* de três anos²⁵ e *lag* de um ano, isto é, estamos captando, por exemplo, o efeito da variação no IDE dada por $(IDE_{t-1} - IDE_{t-4})$ sobre a variação na produtividade dada por $(y_t - y_{t-3})$. Embora não usemos, obviamente, efeitos fixos de setor, mantivemos efeitos fixos de ano, com a *dummy* D_t correspondendo à variação $(y_t - y_{t-3})$:

TABELA 7

Resultados da estimação dos modelos 1 a 4 com variáveis de IDE defasadas em um ano e *time-differences* de três anos ($\Delta 3$) em todas as variáveis

Modelo	1	2	3	4
Lag	1	1	1	1
Data inicial (ln _y)	1999	1999	1999	1999
Constante	0,1786*** (3,0200)	0,1889*** (3,5800)	0,1459*** (2,4100)	-0,1503*** (2,2300)
$\Delta 3IDE_{t-1}$	0,0066 (0,8100)	-0,0923** (1,6600)		
$\Delta 3(IDE/Y)_{t-1}$			-0,0345*** (8,0600)	0,0668 (0,2300)
$\Delta 3(IDE_{t-1}, h_{t-1})$		0,0758** (1,6700)		
$\Delta 3[(IDE/Y)_{t-1}, h_{t-1}]$				-0,0581 (0,3500)
$\Delta 3h_t$	0,9869*** (2,0700)	0,8128*** (1,9000)	0,6740 (1,2800)	0,6969 (1,2200)
$\Delta 3k_t$	0,1064*** (2,4300)	0,1104*** (2,5500)	0,0416 (0,2800)	0,0407 (0,2700)
$\Delta 3EXP_t$	0,0137 (0,4600)	0,0087 (0,2900)		
$\Delta 3IMP_t$	0,1630** (1,5300)	0,1639** (1,5900)		

(Continua)

25. Segundo Haskel, Pereira e Slaughter (2007), *time-differences* muito curtas (como de um ano, no nosso caso) agravam erros de medida e introduzem viés nos estimadores.

(Continuação)

Modelo	1	2	3	4
$\Delta 3(EXP/Y)_t$			0,0447*** (13,6000)	0,0462*** (6,8700)
$\Delta 3(IMP/Y)_t$			-0,0251*** (6,6900)	-0,0260*** (4,8200)
<i>Dummies</i>				
d_2000				
d_2001	-0,0156	-0,0276	-0,0138	-0,0131
d_2002	-0,0717***	-0,0909***	-0,1283***	-0,1268***
d_2003	-0,0168	-0,0219	-0,1033	-0,1017
d_2004	-0,0627	-0,0753**	-0,1249**	-0,1226**
d_2005	0,0860	0,0783	0,0607	0,0615
d_2006	0,0335	0,0208	0,0432	0,0459
d_2007	0,0465	0,0255	0,0534	0,0565
d_2008	0,0755	0,0654	0,0800**	0,0830**
N	220	220	198	198
r2	0,21873274	0,25609091	0,3090741	0,30925294
F	10,398803	16,161989	4649,3793	9650,2364
Períodos	10	10	9	9

Elaboração dos autores.

Notas: * Nível de significância a 20%.

** Nível de significância a 10%.

*** Nível de significância a 5%.

Obs.: 1. Estatísticas *t* em parênteses.

2. OLS com efeitos fixos de ano.

3. Variável dependente = $\Delta 3/nyt$.

Examinando as tabelas 4 a 7 acima, percebemos que se manteve o padrão de resultados mencionado anteriormente: impacto negativo do IDE, impacto positivo da interação IDE-capital humano, impacto positivo do capital humano, impacto positivo do capital físico, e impacto positivo da abertura. Talvez a exceção mais importante a esse padrão sejam as importações: em mais de um caso (conforme o *lag* e a *time-difference*) e em mais de uma especificação, elas apresentam impacto negativo sobre a produtividade. Num confronto entre os modelos mais completos (2 e 4), o mais robusto parece ser o 2: para todos os *lags*, e também com primeiras diferenças, obtivemos significância e o mesmo padrão de sinais para o conjunto de variáveis {IDE (sinal negativo), interação capital humano-IDE (sinal positivo)}. Além disso, apenas no modelo 2 o controle de capital físico apresenta significância.

Um último ponto diz respeito à robustez dos nossos resultados a diferentes valores dos parâmetros usados para construir as séries de capital humano e capital físico: a elasticidade ϕ do salário em relação ao número de anos de estudo, na expressão (1); e a taxa de depreciação δ do capital físico, na expressão (3). No apêndice A reportamos valores médios (média no tempo) do capital humano

e do capital físico para cada setor, em função de diversos valores dos parâmetros ϕ e δ . Além dos valores *baseline* $\phi = 0,15$ e $\delta = 0,07$ que escolhemos para a construção das nossas variáveis e subsequente estimação, reportamos também para $\phi = 0,10$ e $\phi = 0,20$, e $\delta = 0,05$ e $\delta = 0,10$. O apêndice A traz também os *rankings* dos diversos setores em cada variável (capital humano e capital físico), conforme os valores dos parâmetros ϕ e δ – como se pode ver nesse apêndice, os *rankings* são muito pouco sensíveis a mudanças nos valores dos parâmetros. Além disso, a reestimação dos nossos modelos básicos (da tabela 3) usando diferentes combinações de ϕ e δ não produziu mudanças qualitativas (de sinal e de significância) nos resultados.²⁶

6 MODELOS DINÂMICOS

Dentre os modelos com variáveis relativas ao produto setorial (IDE/ Y , EXP/ Y etc.), o modelo 3 apresenta sempre significância do coeficiente β_1 associado a IDE/ Y , e um padrão curioso conforme transitamos de variáveis simultâneas para *lags* maiores: β_1 vai aumentando, passando de negativo a positivo. Talvez então o impacto do IDE sobre a produtividade seja negativo no curto prazo mas positivo no longo prazo, como sugere Liu (2008).²⁷ A fim de investigar os efeitos dinâmicos do IDE, estimamos também o seguinte modelo:

Modelo 5:

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \sum_{l=0}^L \gamma_l \left(\frac{IDE_{it-l}}{Y_{it-l}} \right) + \beta_2 l n(k_{it}) + \beta_3 l n(H_{it}) + \beta_4 \left(\frac{EXP_{it}}{Y_{it}} \right) + \beta_5 \left(\frac{IMP_{it}}{Y_{it}} \right) + D_t + \varepsilon_{it}$$

Apresentamos, abaixo, os resultados da estimação do modelo 5 para $L = 2$ e $L = 3$.

TABELA 8
Resultados da estimação do modelo 5

Lag	2	3
Data inicial	1999	1999
Constante	1,1436** (1,3800)	1,0333* (1,3400)
(IDE/ Y) _t	-0,0466*** (10,1600)	-0,0355*** (9,4200)
(IDE/ Y) _{t-1}	-0,0159*** (3,8800)	-0,0169*** (4,1700)
(IDE/ Y) _{t-2}	0,0231*** (7,3900)	0,0158*** (5,8300)

(Continua)

26. Um apêndice com os resultados da tabela 3 replicados para diversas combinações dos parâmetros ϕ e δ está disponível a pedido do leitor.

27. A descrição (intuição) desse "efeito Liu" encontra-se na seção 2.

(Continuação)

Lag	2	3
$(IDE/Y)_{t-3}$		0,0191*** (6,5600)
h_t	2,3799*** (2,9500)	2,4575*** (3,1000)
k_t	0,0869 (0,8600)	0,0872 (0,8800)
$(EXP/Y)_t$	0,0203*** (7,5600)	0,0205*** (7,7200)
$(IMP/Y)_t$	-0,0059*** (2,7200)	-0,0065*** (3,0200)
<i>Dummies</i>		
d_2000	-0,0787***	-0,0791***
d_2001	-0,1518***	-0,1560***
d_2002	-0,4037***	-0,4113***
d_2003	-0,4606***	-0,4681***
d_2004	-0,5701***	-0,5886***
d_2005	-0,6214***	-0,6337***
d_2006	-0,6934***	-0,7066***
d_2007	-0,7833***	-0,7978***
d_2008	-0,8070***	-0,8259***
N	220	220
r2	0,62910411	0,6330606
F	1888816,6	812320,7
Períodos	10	10

Elaboração dos autores.

Nota: * Nível de significância a 20%.

** Nível de significância a 10%.

*** Nível de significância a 5%.

Obs.: 1. Estatísticas t em parênteses.

2. OLS com efeitos fixos de ano e de setor.

3. Erros-padrão agrupados por setor.

4. Variável dependente = *lnyt*.

Os resultados da tabela 8²⁸ mostram que, quando colocamos o IDE com diversas defasagens na mesma equação, continuamos encontrando o padrão mencionado acima: o impacto do IDE sobre a produtividade setorial é inicialmente (contemporaneamente) negativo, e vai se tornando cada vez mais positivo com o tempo. Impactos positivos (e cada vez maiores no tempo) do IDE defasado não chegam a ser algo surpreendente – por exemplo, Haskel, Pereira e Slaughter (2007) já argumentavam a favor do uso de defasagens em modelos econométricos para medir os impactos do IDE, porque transbordamentos tecnológicos (das firmas estrangeiras para as locais) levariam tempo para se materializar. Por outro lado, o efeito negativo do IDE contemporâneo é algo que ainda exige mais investigação empírica e hipóteses teóricas que o justifiquem – por exemplo, para que se aceite a hipótese de Liu (2008), seria preciso mostrar que os influxos de IDE são acompanhados de

28. Também estimamos um análogo do modelo 5 com defasagens da variável IDE (absoluto) ao invés de IDE/Y (relativo), mas não encontramos significância.

uma realocação de trabalhadores empregados na produção para atividades de P&D e treinamento, algo que não podemos observar diretamente na PIA ou na Rais.²⁹

Tendo em vista a discussão da seção 5 acima, cumpre novamente fazer uma ressalva quanto à interpretação dos nossos resultados: lembramos que a baixa persistência encontrada nas séries de IDE e IDE/Y nos levou a interpretar os coeficientes associados a essas variáveis como reflexos, basicamente, de relações de curto prazo – de fato, de outra maneira não seria tão simples “separar” o efeito do IDE contemporâneo dos efeitos do IDE em diversas defasagens, como foi feito nesta seção.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho explorou relações entre investimento direto estrangeiro e produtividade em 22 setores da indústria brasileira no período de 1996 a 2008, por meio de regressões em painel.

A construção das séries de dados a partir de bases diferentes (Rais, PIA, BACEN e Funcex) provou ser factível, com destaque para as medidas de capital humano e capital físico dos setores. Quanto a essa última variável, acreditamos ter feito uma contribuição original ao incluí-la como controle nas regressões de produtividade contra investimento direto estrangeiro (IDE), de modo a captar o efeito do IDE sobre a produtividade total de fatores ou *nível tecnológico* dos setores, isolando efeitos como, por exemplo, aumento da produtividade média do trabalho via importação de capital. Já para o capital humano, ao invés de utilizarmos simplesmente a porcentagem de trabalhadores com ensino superior, ou médio etc., adotamos aqui uma medida mais consonante com a literatura de crescimento econômico – uma adaptação de Bils e Klenow (2000), parametrizada de acordo com evidências sobre o retorno da educação no Brasil.

Após a inclusão de controles para capital físico, capital humano, exportações e importações, este trabalho encontrou impacto negativo do IDE e positivo da interação IDE-capital humano sobre a produtividade setorial, estimando-se daí um *threshold* de anos de estudo a partir do qual o IDE teria impacto positivo. De um modo geral, esses resultados mostraram-se robustos, ao serem replicados em regressões com variáveis defasadas e *time-differences*, mitigando os problemas de endogeneidade e de omissão de variáveis.

Uma outra contribuição original deste trabalho é estimar um modelo dinâmico usando a variável explicativa IDE/produto setorial, a fim de resolver o aparente *puzzle* de um impacto negativo do IDE sobre a produtividade. Os resultados apontam de fato para um impacto negativo do IDE contemporâneo,

29. Essa seria uma extensão interessante do nosso trabalho, envolvendo o uso de mais uma base de dados: a Pesquisa de Inovação (PINTEC) do IBGE, que traz informações sobre o gasto em P&D pelas empresas.

mas positivo e crescente do IDE defasado no tempo, o que faz sentido quando transbordamentos tecnológicos (das firmas estrangeiras para as domésticas) levam tempo para se materializar.

Apesar desses resultados favoráveis e interessantes, cumpre ressaltar uma série de limitações do nosso estudo. Em primeiro lugar, e ao contrário de Jorge e Dantas (2009), nos limitamos aqui a analisar o impacto do IDE num certo setor sobre a produtividade desse mesmo setor, deixando de lado ligações a montante e a jusante (transbordamentos) intersetoriais. Uma extensão interessante do nosso trabalho seria, então, replicar nossos resultados usando uma matriz insumo-produto, dando lugar a efeitos intersetoriais do IDE sobre a produtividade. Além disso, e também ao contrário de Jorge e Dantas (2009), não utilizamos dados da PINTEC sobre gastos em P&D, o que talvez nos permitisse testar a hipótese de que o IDE tem um efeito negativo no curto prazo (ou contemporâneo) porque a entrada de multinacionais num certo setor obriga as empresas domésticas a desviar recursos da produção para atividades de P&D.

Nossa limitação mais grave, contudo, é o número reduzido de observações: treze anos (ou dez, levando-se em conta *time-differences* e defasagens de três anos utilizadas) para 22 setores. De um lado, isso reflete nossa escolha de trabalharmos com dados a nível setorial, e não microdados ao nível das firmas. De outro lado, isso reflete a pequena disponibilidade para trás no tempo das séries de dados da PIA e de IDE por setor (classificação CNAE) divulgado pelo Banco Central, ambas com início em 1996. Além de impedir a análise com *time-differences* e defasagens mais longas, essa última limitação tem ainda como efeito tornar a nossa medida de capital físico excessivamente dependente do investimento no ano inicial da série.

De um modo geral, o reduzido número de observações nos priva de graus de liberdade para introduzirmos outros controles potencialmente interessantes (como medidas de grau de concorrência/monopólio, gasto em P&D etc.), e *dummies* de setor interagindo com o IDE, o que permitiria estimar impactos heterogêneos do IDE (e da interação IDE-capital humano) conforme o setor – afinal, é razoável imaginar que os setores apresentem consideráveis especificidades no que diz respeito a padrão de concorrência, oportunidades de progresso tecnológico, capacidade de absorção e práticas gerenciais, variáveis que presumivelmente condicionam o impacto do IDE sobre a produtividade.

ABSTRACT

In this paper we analyze the impact of foreign direct investment on the productivity of 22 sectors of the Brazilian industry, from 1996 to 2008. Using data from the Industrial Annual Survey (PIA-IBGE) on variation in companies' assets, and administrative data (all formal workers) from the Brazilian Labor Ministry (Rais-MTE) on employees' schooling, we build physical and human capital controls at sectoral level. These controls allow us to isolate the specific impact of foreign direct investment on sectoral total factor productivity. Our results suggest that the impact of foreign direct investment may be negative in the short run, but is positive in the long run.

Keywords: foreign direct investment (FDI); total factor productivity (TFP); panel models; productivity growth.

REFERÊNCIAS

- AITKEN, Brian J.; HARRISON, Ann E. **Do domestic firms benefit from foreign direct investment?** Evidence from panel data. New York: Columbia University, 1997. Mimeografado.
- _____. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela. **The American Economic Review**, v. 89, n. 3, June 1999. Disponível em: <<http://goo.gl/fis80z>>.
- ALVES, Patrick; SILVA, Alexandre Messa. **Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras**. Brasília: Ipea, 2008. (Texto para Discussão, n. 1325). Disponível em: <<http://goo.gl/j0SZoz>>.
- AZEVEDO, Rafael Alvarez. **O impacto do investimento direto estrangeiro na produtividade das indústrias brasileiras**. 2009. Dissertação (Mestrado) – Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, São Paulo, 2009.
- BALDWIN, Richard; BRACONIER, Henri; FORSLID, Rikard. Multinationals, endogenous growth and technological spillovers: theory and evidence. **Review of International Economics**, v. 13, n. 5, p. 945-963, 2005.
- BALTAGI, Badi H.; GRIFFIN, James M. Short and long run effect in pooled models. **International Economic Review**, v. 25, n. 3, 1984. Disponível em: <<http://goo.gl/EDp7cM>>.
- BARBOSA FILHO, Fernando Holanda; PESSÔA, Samuel. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, abr. 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/IsztXf>>.
- BHARGAVA, A.; FRANZINI, L.; NARENDRANATHAN, W. Serial correlation and the fixed effects model. **Review of Economics and Statistics**, n. 49, p. 533-549, 1982.
- BILS, Mark; KLENOW, Peter J. Does schooling cause growth? **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1160-1183, Dec. 2000.

BORENSZTEIN, E. J.; DE GREGORIO, J.-W. Lee. How does foreign direct investment affect economic growth? **Journal of International Economics**, n. 45, p. 115-135, 1998. Disponível em: <<http://goo.gl/VQ5Bxl>>.

CASELLI, Francesco. Accounting for Cross-Country Income Differences. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. (Eds.). **Handbook of Economic Growth**. p. 679-742. Amsterdam: North-Holland, 2005.

CRESPO, Nuno; FONTOURA, Mara Paula. Trinta anos de investigação sobre externalidades do IDE para as empresas nacionais: que conclusões? **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 4, p. 849-874, out./dez. 2007. Disponível em: <<http://goo.gl/Tb9EPS>>.

FERREIRA, Pedro *et al.* The effects of external and internal strikes on total factor productivity. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/TpaScG>>.

FINDLAY, Ronald. Relative backwardness, direct foreign investment, and the transfer of technology: a simple dynamic model. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 92, n. 1, p. 1-16, Feb. 1978.

GONÇALVES, João Emílio P. **Transbordamento de produtividade na indústria brasileira: evidências empíricas 1997-2000**. Campinas: Unicamp, 2003. Disponível em: <<http://goo.gl/D2739a>>.

GONÇALVES, Reinaldo. Technological spillovers and manpower training: a comparative analysis of multinational and national enterprises in Brazilian manufacturing. **Journal of Economic Development**, 1986.

HADDAD, Mona; HARRISON, Ann. Are there positive spillovers from direct foreign investment? Evidence from panel data for Morocco. **Journal of Development Economics**, North-Holland, v. 42, n. 1, p. 51-74, 1993. Disponível: <<http://goo.gl/fGjGVH>>.

HASKEL, J.; PEREIRA, Sonia C.; SLAUGHTER, Matthew J. Does inward foreign direct investment boost the productivity of domestic firms? **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 3, Aug. 2007. Disponível em: <<http://goo.gl/P915kg>>.

JAVORCIK, Beata Smarzynska. Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. **American Economic Review**, n. 94, p. 605-627, 2004.

JORGE, M. F.; DANTAS, A. T. Investimento estrangeiro direto, transbordamento e produtividade: um estudo sobre ramos selecionados da indústria no Brasil. **Revista Brasileira de Inovação**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 481-514, jul./dez. 2009.

LIU, Zhiqiang. Foreign direct investment and technology spillovers: theory and evidence. **Journal of Development Economics**, n. 85, p. 176-193, 2008.

PESSOA, Argentino. Multinational corporations, foreign investment, and royalties and license fees: effects on host-country total factor productivity. **Notas Económicas**, n. 28, p. 6-31, dec. 2008. Disponível: <<http://goo.gl/ZYOKa1>>.

REZENDE, Marcelo; WYLLIE, Ricardo. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 3, p. 349-365, jul./set. 2006.

RIVERA-BATIZ, Luiz A.; ROMER, Paul M. Economic integration and endogenous growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, 1991.

RODRÍGUEZ-CLARE, Andrés. Multinationals, linkages, and economic development. **The American Economic Review**, v. 86, n. 4, p. 852-873, Sep. 1996. Disponível em: <<http://goo.gl/j0DiIq>>.

ROMER, Paul. Idea gaps and object gaps in economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, n. 3, p. 543-573, 1993. Disponível: <<http://goo.gl/gT1vzl>>.

ROSSI JUNIOR, José Luiz; FERREIRA, Pedro C. **Evolução da produtividade industrial brasileira e a abertura comercial**. Rio de Janeiro: Ipea, 1999. (Texto para Discussão, n. 651). Disponível em: <<http://goo.gl/02VPem>>.

TODARO, Michael P. **Economic development in the third world**. 3rd ed. [S.l.]: Longman Publisher, 1985.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT press, 2002. Disponível em: <<http://goo.gl/Mqbj1n>>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CAVES, Richard E. International corporations: the industrial economics of foreign investment. **Economica New Series**, v. 38, n. 149, p. 1-27, 1971.

HESTON, Alan; SUMMERS, Robert; ATEN, Bettina. **Penn world table version 7.0**. Philadelphia: University of Pennsylvania, Mar. 2011.

PESQUISA industrial: empresa 2008. Notas Técnicas. **Pesquisa Industrial**, v. 27, n. 1, 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/Up0uLA>>. Acesso em: abr. 2011.

(Originais submetidos em setembro de 2012. Última versão recebida em janeiro de 2015. Aprovada em fevereiro de 2015.)

APÊNDICE A

SENSIBILIDADE DAS MEDIDAS DE CAPITAL HUMANO E CAPITAL FÍSICO

TABELA A.1

Médias setoriais (no tempo, entre 1996 e 2008) do capital humano (h) para diferentes valores de ϕ (ϕ)

Setor	$\phi = 10\%$	$\phi = 15\%$	$\phi = 20\%$
Extração de petróleo e serviços correlatos	3,38	6,24	11,52
Extração de minerais metálicos	2,77	4,63	7,75
Extração de minerais não metálicos	2,08	3,01	4,35
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	2,24	3,36	5,05
Fabricação de produtos do fumo	2,70	4,47	7,43
Fabricação de produtos têxteis	2,41	3,74	5,83
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	2,43	3,80	5,95
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de couro e calçados	2,28	3,46	5,24
Fabricação de produtos de madeira	2,05	2,95	4,24
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	2,62	4,25	6,91
Edição, impressão e reprodução de gravações	2,95	5,07	8,74
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis	2,10	3,04	4,43
Fabricação de produtos químicos	2,93	5,03	8,64
Fabricação de artigos de borracha e plástico	2,54	4,07	6,51
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	2,19	3,25	4,83
Metalurgia básica	2,63	4,28	6,97
Fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	2,49	3,93	6,22
Fabricação de máquinas e equipamentos	2,72	4,49	7,42
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,31	6,04	11,01
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	2,82	4,74	7,99
Fabricação de outros equipamentos de transporte	2,84	4,79	8,10
Fabricação de móveis e indústrias diversas	2,41	3,74	5,83
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,78	4,64	7,77

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Ranking de setores em capital humano

Setor	$\phi = 10\%$	$\phi = 15\%$	$\phi = 20\%$
Extração de petróleo e serviços correlatos	1	1	1
Extração de minerais metálicos	8	8	8
Extração de minerais não metálicos	22	22	22
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	19	19	19
Fabricação de produtos do fumo	10	10	9
Fabricação de produtos têxteis	16	16	16
Confeção de artigos do vestuário e acessórios	15	15	15
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de couro e calçados	18	18	18
Fabricação de produtos de madeira	23	23	23
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	12	12	12
Edição, impressão e reprodução de gravações	3	3	3
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis	21	21	21
Fabricação de produtos químicos	4	4	4
Fabricação de artigos de borracha e plástico	13	13	13
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	20	20	20
Metalurgia básica	11	11	11
Fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	14	14	14
Fabricação de máquinas e equipamentos	9	9	10
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	2	2	2
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	6	6	6
Fabricação de outros equipamentos de transporte	5	5	5
Fabricação de móveis e indústrias diversas	17	17	17
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	7	7	7

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ $\phi = 10\%$.

² $\phi = 15\%$.

³ $\phi = 20\%$.

Obs.: 1. 1 = setor com capital mais alto.

2. Valor para diferentes valores de ϕ (ϕ).

TABELA A.3

Médias setoriais (no tempo, entre 1996 e 2008) do capital físico por trabalhador ocupado na produção (k) para diferentes valores de delta (δ)

Setor	$\delta = 5\%$	$\delta = 7\%$	$\delta = 10\%$
Extração de petróleo e serviços correlatos	309,64	285,44	258,67
Extração de minerais metálicos	2605,82	2112,82	1675,03
Extração de minerais não metálicos	691,42	517,58	369,00
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	476,66	371,83	280,42
Fabricação de produtos do fumo	2265,31	1674,38	1170,44
Fabricação de produtos têxteis	489,71	373,35	272,44
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	69,45	52,56	38,09
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de couro e calçados	74,65	58,67	44,61
Fabricação de produtos de madeira	365,46	296,40	223,55
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	1755,41	1362,92	1018,93
Edição, impressão e reprodução de gravações	874,86	662,68	479,47
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis	2093,48	1645,69	1253,82
Fabricação de produtos químicos	1766,89	1362,56	1009,90
Fabricação de artigos de borracha e plástico	534,51	411,71	304,67
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	988,32	748,00	540,23
Metalurgia básica	1246,87	1040,81	848,25
Fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	320,33	236,04	164,49
Fabricação de máquinas e equipamentos	494,34	389,98	297,21
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	5143,13	3744,79	2557,29
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	1697,57	1295,76	946,99
Fabricação de outros equipamentos de transporte	194,75	161,83	133,65
Fabricação de móveis e indústrias diversas	140,87	113,82	89,45
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	199,81	165,70	133,97

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores em R\$ mil de 2009.

TABELA A.4
Ranking de setores em capital físico para diferentes valores de delta (δ)

Setor δ	$\delta = 5\%$	$\delta = 7\%$	$\delta = 10\%$
Extração de petróleo e serviços correlatos	18	17	16
Extração de minerais metálicos	2	2	2
Extração de minerais não metálicos	11	11	11
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	15	15	14
Fabricação de produtos do fumo	3	3	4
Fabricação de produtos têxteis	14	14	15
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	23	23	23
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de couro e calçados	22	22	22
Fabricação de produtos de madeira	16	16	17
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	6	5	5
Edição, impressão e reprodução de gravações	10	10	10
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis	4	4	3
Fabricação de produtos químicos	5	6	6
Fabricação de artigos de borracha e plástico	12	12	12
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	9	9	9
Metalurgia básica	8	8	8
Fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	17	18	18
Fabricação de máquinas e equipamentos	13	13	13
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	1	1	1
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	7	7	7
Fabricação de outros equipamentos de transporte	20	20	20
Fabricação de móveis e indústrias diversas	21	21	21
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	19	19	19

Elaboração dos autores.

Obs.: 1 = setor com capital mais alto.

TABELA A.5
Anos de estudo (média por trabalhador) por setor

Setor	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Média
Extração de petróleo e serviços correlatos	9,7	11,7	11,2	11,6	11,3	11,3	11,9	12	12,2	12,3	12,6	13,3	13,3	13,4	11,9
Extração de minerais metálicos	8,2	8,2	8,7	9,4	9,6	9,9	10,2	10,3	9,7	10,7	11,1	11,1	11,4	11,5	9,8
Extração de minerais não metálicos	6,1	6,1	6,4	6,5	6,6	6,7	7	7,2	7,6	7,8	8	8,1	8,3	8,6	7,1
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	6,6	6,6	7,1	7,5	7,7	7,9	7,9	8,1	8,3	8,4	8,6	8,7	8,8	9	7,9
Fabricação de produtos do fumo	8,9	6,9	7,7	7,7	9,7	9,7	10,1	10,1	10,4	10,9	10,8	11,1	11,2	11,4	9,7
Fabricação de produtos têxteis	7,5	7,4	7,8	8	8,2	8,4	8,6	8,8	9	9,2	9,4	9,5	9,7	9,9	8,6
Confeção de artigos do vestuário e acessórios	7,6	7,6	7,9	8,1	8,3	8,5	8,7	8,9	9,1	9,3	9,5	9,6	9,8	9,9	8,7
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de couro e calçados	7	6,8	7,4	7,5	7,7	7,9	8	8,2	8,5	8,7	8,9	9	9,2	9,3	8,1
Fabricação de produtos de madeira	6	6	6,2	6,4	6,6	6,7	6,9	7,1	7,4	7,6	7,8	8	8,2	8,4	7
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	8,1	8,1	8,5	8,7	9	9,2	9,4	9,6	9,9	10,1	10,3	10,5	10,6	10,8	9,4
Edição, impressão e reprodução de gravações	9,7	9,6	10	10,2	10,4	10,6	10,7	10,8	11	11,1	11,3	11,4	11,6	11,7	10,6
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis	6,6	4,6	6,2	6,6	6,6	7	7,8	7,7	8,3	8	8,3	7,9	8	8,4	7,2
Fabricação de produtos químicos	9,7	9,6	9,9	10,1	10,3	10,4	10,6	10,8	11	11	11,2	11,4	11,6	11,8	10,6
Fabricação de artigos de borracha e plástico	7,9	7,8	8,2	8,4	8,6	8,9	9,1	9,2	9,6	9,8	10	10,3	10,4	10,6	9,1
Fabricação de produtos de minerais não metálicos	6,8	6,6	6,8	7	7,2	7,4	7,6	7,7	8,1	8,3	8,5	8,6	8,8	8,9	7,7
Metalurgia básica	7,9	8,2	8,5	8,8	9,4	9,2	9,5	9,7	9,8	10,1	10,3	10,5	10,7	10,8	9,4
Fabricação de produtos de metal — exclusive máquinas e equipamentos	7,7	7,6	8	8,2	8,4	8,7	8,9	9,1	9,4	9,6	9,8	9,9	10,1	10,3	8,9
Fabricação de máquinas e equipamentos	8,7	8,7	9,9	9,2	9,4	9,6	9,7	9,9	10,2	10,4	10,6	10,8	10,9	11,1	9,8
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	11	10,6	11,3	11,3	11,6	11,8	11,9	12,3	12,4	12,5	12,6	12,3	12,4	12,4	11,8
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	8,6	8,5	9,1	9,5	9,8	10	10,3	10,5	10,7	10,8	11	11,1	11,3	11,5	10,1
Fabricação de outros equipamentos de transporte	8,5	8,6	9,2	9,7	10,1	10,3	10,6	10,6	10,7	10,8	11	11,1	11,3	11,3	10,2
Fabricação de móveis e indústrias diversas	7,4	7,3	7,8	8	8,2	8,4	8,6	8,8	9	9,2	9,5	9,5	9,7	9,8	8,6
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	8,8	8,7	9,1	9,3	9,7	9,8	10	10,2	10	10,7	10,9	11	11,2	11,3	10

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

TRADUTORES CNAE

As diferentes bases de dados que utilizamos adotam diferentes versões da CNAE para classificar os setores da indústria.

QUADRO B.1

Versões CNAE adotadas pelas bases de dados

Base	Versão CNAE adotada
BCB – DECEC	1.0 até 2006 e 2.0 a partir de 2007
Rais – MTE	95
FUNCEX	1.0
PIA	1.0 até 2006 e 2.0 até 2007

Elaboração dos autores.

Assim, tivemos que compatibilizar as diferentes versões da CNAE, encontrando correspondências entre as diferentes denominações dos setores e, eventualmente, consolidando dois ou mais setores em um setor mais abrangente. Para isso, tomamos como base a CNAE 1.0. No quadro B.2, os símbolos “+” indicam que somamos os valores (ou calculamos a média, para o caso da variável anos de estudo) correspondentes aos setores indicados. Note que listamos apenas os setores CNAE 1.0 que entraram na nossa amostra.

QUADRO B.2

Tradutores CNAE

Divisão CNAE 1.0	Denominação CNAE 1.0	Divisão CNAE 2.0	Denominação CNAE 2.0	Divisão CNAE 95	Denominação CNAE 95
11	Extração de petróleo e serviços correlatos	06	Extração de petróleo e gás natural	11	Extração de petróleo e serviços relacionados
13	Extração de minerais metálicos	07	Extração de minerais metálicos	13	Extração de minerais metálicos
14	Extração de minerais não metálicos	08	Extração de minerais não metálicos	14	Extração de minerais não metálicos
15	Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	10 + 11	Fabricação de produtos alimentícios + fabricação de bebidas	15	Fabricação de produtos alimentícios e bebidas
16	Fabricação de produtos do fumo	12	Fabricação de produtos do fumo	16	Fabricação de produtos do fumo
17	Fabricação de produtos têxteis	13	Fabricação de produtos têxteis	17	Fabricação de produtos têxteis
18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	14	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios
19	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de couro e calçados	15	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	19	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados

(Continua)

(Continuação)

Divisão CNAE 1.0	Denominação CNAE 1.0	Divisão CNAE 2.0	Denominação CNAE 2.0	Divisão CNAE 95	Denominação CNAE 95
20	Fabricação de produtos de madeira	16	Fabricação de produtos de madeira	20	Fabricação de produtos de madeira
21	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	21	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
22	Edição, impressão e reprodução de gravações	18	Impressão e reprodução de gravações	22	Edição, impressão e reprodução de gravações
23	Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis	19	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	23	Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis
24	Fabricação de produtos químicos	20 + 21	Fabricação de produtos químicos + fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	24	Fabricação de produtos químicos
25	Fabricação de artigos de borracha e plástico	22	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	25	Fabricação de artigos de borracha e plástico
26	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	23	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	26	Fabricação de produtos de minerais não metálicos
27	Metalurgia básica	24	Metalurgia	27	Metalurgia básica
28	Fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	25	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	28	Fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos
29	Fabricação de máquinas e equipamentos	28	Fabricação de máquinas e equipamentos	29	Fabricação de máquinas e equipamentos
30	Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	26	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	30	Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática.
34	Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	29	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	34	Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias
35	Fabricação de outros equipamentos de transporte	30	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	35	Fabricação de outros equipamentos de transporte
36	Fabricação de móveis e indústrias diversas	31 + 32	Fabricação de móveis + fabricação de produtos diversos	36	Fabricação de móveis e indústrias diversas
31	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	27	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	31	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos

Elaboração dos autores.

O maior problema de compatibilização que enfrentamos foi, sem dúvida, para o setor 32 (fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações) da CNAE 1.0. Embora fosse razoável uma correspondência com alguns subsetores da CNAE 2.0, como o 26.1 (fabricação de componentes eletrônicos), diversos subsetores do setor 32 da CNAE 1.0 não tinham uma razoável correspondência na CNAE 2.0. Assim, optamos por deixar de fora da nossa amostra todo o setor. Para uma correspondência mais detalhada (discriminando subsetores), temos disponível a pedido do leitor o quadro B.3.

EVOLUÇÃO RECENTE DA INFORMALIDADE DO EMPREGO NO BRASIL: UMA ANÁLISE SEGUNDO AS CARACTERÍSTICAS DA OFERTA DE TRABALHO E O SETOR

Fernando de Holanda Barbosa Filho¹

Rodrigo Leandro de Moura²

Apesar da recente queda, o elevado nível de informalidade do emprego (acima de 30%) no Brasil chama atenção devido aos impactos da informalidade na economia de forma geral. Nesse sentido, analisar a relação entre as características da mão de obra e a informalidade é fundamental para compreender a redução recente superior a 10 pontos percentuais (p.p.). Para tanto, este trabalho utiliza dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para estudar esse fenômeno. Este artigo contribui para a literatura ao mostrar que a queda da participação de trabalhadores menos escolarizados e com baixa experiência chega a explicar quase 80% da queda da informalidade no país. Mostra, ainda, que a transição de trabalhadores do setor informal para o formal e a absorção dos trabalhadores desempregados pelo setor formal ajuda a explicar a queda da informalidade.

Palavras-chave: informalidade; capital humano; setores de atividade; decomposição; matriz de transição; região metropolitana.

JEL: J11; J21; J24; J6; J81; J82.

1 INTRODUÇÃO

Entre 2002 e 2012 observou-se no Brasil uma queda abrupta da taxa de desemprego (Barbosa Filho e Pessôa, 2011), que sai de 9,1%, em 2002, para 6,1%, em 2012. Ao mesmo tempo ocorreu outro importante movimento no mercado de trabalho, a redução do grau de informalidade da economia brasileira (mensurada pela informalidade no emprego) em 10 p.p., com esta se reduzindo de 43,6% para 32,5% entre 2002 e 2012.³

Entretanto, o nível da informalidade do emprego no Brasil ainda chama atenção, sendo um dos principais problemas do mercado de trabalho nacional. A elevada taxa de informalidade está relacionada às condições de emprego “ilegais”, além de proporcionar prêmios de salário para os trabalhadores formais que fomentam a desigualdade.

A informalidade da economia brasileira é mensurada de diversas formas. Neste trabalho define-se informalidade como a fração de empregados sem carteira em relação ao total de empregados. Diferentemente de diversos trabalhos, neste artigo

1. Pesquisador no Centro de Desenvolvimento Econômico (CDE) do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV) e professor da FGV. *E-mail*: <fernando.filho@fgv.br>. O autor agradece o Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (INCT/CNPq) pelo auxílio financeiro.

2. Pesquisador pleno no Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV) e professor na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). *E-mail*: <rodrigoleandro@gmail.com>.

3. A inclusão dos trabalhadores conta-própria no cálculo de informalidade faria com que esta tivesse saído de 59,8%, em 2002, para 49,6%, em 2012.

não são considerados trabalhadores conta-própria como informais, pois o trabalho foca na informalidade do emprego.⁴ Adicionalmente, trabalhadores conta-própria não são necessariamente ilegais, ainda mais após a criação do Microempreendedor Individual (MEI).⁵ A inclusão de trabalhadores conta-própria é importante para a análise da evasão da contribuição previdenciária, aspecto no qual os dois grupos são parecidos.⁶ Por último, vale ressaltar que a inclusão de trabalhadores conta-própria não altera qualitativamente os principais resultados deste trabalho.

Este artigo adapta a metodologia utilizada para decompor variações na taxa de desemprego em Banerjee *et al.* (2007), Hipple (1997), Shimer (1998), Duca e Campbell (2007) e Barbosa Filho e Pessôa (2011), com o objetivo de estudar a recente queda da taxa de informalidade no Brasil. A metodologia permite separar variações da taxa de informalidade em dois efeitos: *i*) efeito-nível; e *ii*) efeito-composição. O efeito-nível avalia a evolução da informalidade dentro de cada grupo, enquanto o efeito-composição avalia o impacto sobre a informalidade de mudanças de peso relativo de diferentes grupos no emprego. Desta forma, é possível avaliar a redução da informalidade no Brasil com base em características da oferta, tais como gênero, raça, faixa etária, grau de escolaridade, experiência e capital humano. Adicionalmente, realiza-se a decomposição por atividades econômicas e por regiões metropolitanas (RMs) e regiões não metropolitanas (NRMs).

Em relação à literatura, diversos estudos analisam a evolução da taxa de informalidade no Brasil, mas sob o prisma das características da demanda por trabalho (Corseuil, Moura e Ramos, 2011), do ciclo econômico (Corseuil e Foguel, 2012) e das mudanças estruturais (Ramos, 2002). Mudanças institucionais são importantes para explicar parte da queda do grau de informalidade na economia. Como exemplos do aperfeiçoamento do quadro institucional podem-se citar a melhoria da gestão do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) na fiscalização das empresas (Corseuil, Moura e Ramos, 2011) e de políticas de incentivo tributário, como o Simples Federal (atualmente Simples Nacional), que tendem a incentivar a formalização (Monteiro e Assunção, 2012). Nesse sentido, este artigo tem o objetivo de avaliar a evolução recente da taxa de informalidade sob a ótica das características da oferta de trabalho e por setor de atividade econômica, tanto para o Brasil como diferenciando por RMs e por NRMs. Assim, este estudo contribui para a literatura recente trazendo explicações complementares para a atual redução

4. Para uma análise detalhada da literatura de informalidade no Brasil, ver Ulyssea (2005).

5. Em 2012, 85% dos trabalhadores conta-própria tinham renda inferior a R\$ 3 mil mensais e, por isso, estes podem optar pelo MEI – cujo limite é de R\$ 5 mil. A comparação entre trabalhadores conta-própria que trabalham em empresas que possuem cadastro nacional da pessoa jurídica (CNPJ) e os sem carteira indica diferença significativa, visto que mais de 80% dos conta-própria atuam em empresas sem CNPJ, enquanto menos da metade dos sem carteira trabalham em situação parecida.

6. A não contribuição previdenciária dos sem carteira atinge 81,8%, e a dos conta-própria 75,9% (dados de 2012). No entanto, caso fosse avaliada a queda da evasão previdenciária, seria mais adequado trabalhar com estes dados diretamente em vez de com sem carteira e conta-própria.

da informalidade no Brasil. Em particular, este trabalho mostra a importância da maior escolaridade da população ocupada na redução da informalidade.

Como principais resultados deste trabalho têm-se, em primeiro lugar, que a informalidade no Brasil é maior nas NRMs do que nas RMs. Em segundo, a decomposição da queda da taxa de informalidade (em efeito-nível e efeito-composição) mostra que a maior participação de trabalhadores escolarizados chega a explicar 60% da queda da informalidade no país. Este resultado afirma, mais uma vez, o sucesso da política de universalização da educação no país. Em terceiro, caso leve-se em consideração a interação entre escolaridade e experiência, a queda da participação de trabalhadores menos escolarizados com baixa experiência de trabalho chega a explicar 80% da queda da informalidade no país entre 2002 e 2009. Finalmente, por meio do uso de uma matriz de transição, mostra-se que a queda da informalidade foi explicada por um aumento da transição de trabalhadores do setor informal para o setor formal, assim como por uma absorção dos trabalhadores desempregados pelo setor formal.

Este artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta as fontes dos dados utilizados neste trabalho. A metodologia utilizada é apresentada na seção 3. A seção 4 apresenta as taxas de informalidade da economia brasileira, por região e nível educacional. Os resultados são reportados e discutidos na seção 5. Por fim, as principais conclusões estão reunidas na seção 6.

2 DADOS

Os dados utilizados neste trabalho são da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para os anos de 2002/2003 a 2012, ambas divulgadas pelo IBGE. Os dados são trabalhados levando-se em consideração o peso amostral de cada uma das observações.

Este artigo separa a base de dados da PNAD em três amostras distintas por período e região. A amostra “2002-2012” refere-se ao país como um todo no período 2002-2012, enquanto as amostras “2012-2002 (RM)” e “2012-2002 (NRM)” avaliam, respectivamente, as RMs e as NRMs no período em questão.

A decomposição da variação da taxa de informalidade foi realizada com diferentes cortes da amostra a partir da PNAD. Os cortes escolhidos foram gênero, cor/raça, anos de escolaridade, faixa etária, experiência, ciclos escolares e capital humano.

As variáveis gênero e anos de escolaridade não necessitam de explicação. A variável cor/raça é avaliada conforme definição do IBGE na PNAD e dividida em indígenas, brancos, pretos, amarelos, pardos e sem declaração. A faixa etária foi dividida em períodos de cinco em cinco anos, começando por indivíduos menores de 15 anos, entre 15 e 19 anos, entre 20 e 24 anos e assim por diante, até indivíduos com idade superior a 64 anos. A variável experiência é definida como

idade menos escolaridade menos seis, e a divisão é realizada em períodos de cinco em cinco anos, iniciando por indivíduos com menos de cinco anos de experiência, entre cinco e nove anos de experiência, entre dez e quatorze anos de experiência e assim por diante, até indivíduos com mais de trinta anos de experiência.

O impacto da variável educação é mensurado de três formas distintas: *i)* anos de escolaridade (conforme definido na PNAD); *ii)* ciclos de ensino completos; e *iii)* incluída esta variável na variável capital humano. A variável de ciclos escolares foi dividida da seguinte forma: fundamental de 1ª a 4ª série incompleto, fundamental de 1ª a 4ª série completo, fundamental de 5ª a 8ª série completo, ensino médio completo e ensino superior completo. O capital humano, por sua vez, é a interação entre ciclos escolares e experiência, com cinco diferentes níveis de escolaridade e sete diferentes níveis de experiência, totalizando 35 tipos distintos de capital humano.

Por fim, os dados da PME utilizados foram os dos anos de 2003 e 2012, considerando diferentes condições de ocupação (formal, informal e desocupado) e de atividade econômica (dentro ou fora da força de trabalho). Estas variáveis foram importantes para o cálculo dos fluxos entre essas diferentes condições.

3 METODOLOGIA

Nesta seção será apresentada uma decomposição para a taxa de informalidade e também a matriz de transição entre os seguintes estados ocupacionais: informal, formal, desempregado e fora da força de trabalho (PNEA).

3.1 Definição de informalidade

Se propõe uma definição para a taxa de informalidade como: a parcela de trabalhadores empregados que não possuem carteira de trabalho como fração da soma dos trabalhadores empregados com e sem carteira de trabalho. Definindo informalidade pela letra I , a definição pode ser escrita da seguinte forma:

$$I_t = \frac{Semcarteira_t}{Empregados_t} = \frac{Semcarteira_t}{Semcarteira_t + Comcarteira_t} = \frac{I_t}{E_t} \quad (1)$$

A taxa de informalidade pode ser utilizada para analisar como a informalidade afeta os diferentes grupos da sociedade, segmentados esses em gênero, raça, escolaridade, faixa etária, experiência, ciclos escolares e capital humano. Seguindo nesta linha, pode-se escrever a taxa de informalidade como uma média ponderada da seguinte forma:

$$I_t = \frac{I_t}{E_t} = \frac{\sum_i I_{i,t}}{\sum_i E_{i,t}} = \frac{\sum_i E_{i,t} \times \frac{I_{i,t}}{E_{i,t}}}{\sum_i E_{i,t}} \quad (2)$$

$$I_t = \sum_i \frac{E_{i,t}}{\sum_i E_{i,t}} \frac{i_{i,t}}{E_{i,t}} = \sum_i \varphi_{i,t} I_{i,t} \quad (3)$$

em que a participação de cada grupo i é dada por $\varphi_{i,t} = \frac{E_{i,t}}{\sum_i E_{i,t}}$, e a taxa de

informalidade em cada grupo i definida como $I_{i,t}$.

3.2 Decomposição da taxa de informalidade em efeito-nível e efeito-composição

Logo, com base na definição da taxa de informalidade reportada na subsecção anterior, pode-se decompor a mesma nos componentes participação e nível de informalidade. A decomposição permite avaliar quais aspectos mais influenciaram na variação da informalidade ao longo do tempo, utilizando-se as fórmulas (4) e (5).

$$I_t - I_{t-1} = \sum_i \varphi_{i,t} I_{i,t} - \sum_i \varphi_{i,t-1} I_{i,t-1} = \sum_i (\varphi_{i,t} I_{i,t} - \varphi_{i,t-1} I_{i,t-1}) \quad (4)$$

$$I_t - I_{t-1} = \frac{1}{2} \sum_i (\varphi_{i,t} I_{i,t} - \varphi_{i,t-1} I_{i,t-1}) + \frac{1}{2} \sum_i (\varphi_{i,t} I_{i,t} - \varphi_{i,t-1} I_{i,t-1}) \quad (5)$$

Somando e subtraindo o termo $I_{i,t-1} \varphi_{i,t}$ do primeiro colchete e somando e subtraindo o termo $I_{i,t} \varphi_{i,t-1}$ do segundo colchete, tem-se:⁷

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{2} \sum_i [\varphi_{i,t} (I_{i,t} - I_{i,t-1}) + I_{i,t-1} (\varphi_{i,t} - \varphi_{i,t-1})] + \frac{1}{2} \sum_i [\varphi_{i,t-1} (I_{i,t} - I_{i,t-1}) + I_{i,t} (\varphi_{i,t} - \varphi_{i,t-1})] \\ &= \sum_i \frac{\varphi_{i,t} + \varphi_{i,t-1}}{2} (I_{i,t} - I_{i,t-1}) + \sum_i \frac{I_{i,t} + I_{i,t-1}}{2} (\varphi_{i,t} - \varphi_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (6)$$

$$I_t - I_{t-1} = \sum_i \Delta I_{i,t}^N + \sum_i \Delta I_{i,t}^C = \Delta I_t^N + \Delta I_t^C \quad (7)$$

7. A equação (4) foi decomposta em duas partes, com peso 1/2 para cada uma, obtendo-se, assim, a equação (5). Na equação (6) o primeiro termo é o efeito-nível e o segundo o efeito-composição. Para se obter o efeito-nível, fixa-se a participação na média dos períodos. Por sua vez, para se obter o efeito-composição, fixa-se o nível da taxa de informalidade na média dos períodos. Assim, a escolha inicial do peso (1/2) foi arbitrária e gerou a média no final. Poder-se-ia ter escolhido quaisquer dois valores para o peso – de tal forma que somassem um – ou seja, qualquer combinação convexa. Uma metodologia similar é mostrada em Corseuil, Moura e Ramos (2011).

Desta forma, podemos decompor a variação da taxa de informalidade em dois componentes: um componente relacionado à mudança do nível da taxa de informalidade (ΔI_t^N) e outro componente relacionado à variação da informalidade em virtude da mudança da composição dos trabalhadores empregados (ΔI_t^C). O primeiro componente é denominado “efeito-nível” e nos informa a contribuição da variação da taxa de informalidade de cada grupo i (mantida fixa a participação relativa média entre os dois períodos considerados). O segundo componente é denominado “efeito-composição” e nos informa a contribuição da variação da participação relativa de cada grupo i no total de ocupados (mantida fixa a taxa de informalidade média do grupo).

3.3 Matriz de transição

Adicionalmente, se realizou um exercício que aproveita o fato da PME ter um desenho de painel rotativo. Se calculou a probabilidade dos indivíduos transitarem entre Condições Ocupacionais (CO) e de atividade econômicas distintas ao longo dos meses do ano. Foram consideradas as seguintes categorias na definição da variável CO: informal, formal, desempregado e fora da PEA. Assim, tal probabilidade de transição é calculada por meio da fórmula (8).

$$p_{ik}^t = \Pr(CO_{12} = k | CO_1 = l; t) = \frac{\sum_{j=1}^{11} \#(CO_{k,j,t} \rightarrow CO_{l,j+1,t})}{\sum_l \sum_{j=1}^{11} \#(CO_{k,j,t} \rightarrow CO_{l,j+1,t})} \quad (8)$$

em que o primeiro subscrito (k ou l) indicam a categoria que o indivíduo pertence – se informal, formal, desempregado ou fora da PEA. O numerador fornece a soma do número (#) de indivíduos que migraram da condição k para uma dada condição l (k e l podem ser iguais, neste caso seria o total de indivíduos que permaneceram na mesma condição) entre dois meses consecutivos (j e $j+1$) ao longo de um ano inteiro t . O denominador fornece a soma do número (#) de indivíduos que migraram da condição k para cada condição l entre dois meses consecutivos ao longo de um ano inteiro t . Assim, obtém-se a probabilidade de transição da categoria l para a categoria k ao longo do ano t . Por exemplo, a probabilidade de transição da informalidade para a formalidade no ano de 2002 é a razão da soma de todos os indivíduos que migraram entre estas condições entre dois meses consecutivos (janeiro para fevereiro, fevereiro para março, e assim sucessivamente) sobre a soma de todos os indivíduos que migraram da informalidade para qualquer condição (inclusive informalidade) entre dois meses consecutivos – de outra forma, o denominador é a soma do total de informais de janeiro a novembro. Quando variamos k e l obtemos as diferentes probabilidades que podem ser inseridas em uma matriz quadrada de ordem igual ao número de categorias (neste caso, igual a quatro).^{8,9}

8. Essa matriz se assemelha a uma matriz de Markov, mas sem as premissas inerentes a esta.

9. Não se utiliza, neste artigo, a comparação apenas dos meses de janeiro e dezembro devido a atrito. Em vez disso, soma-se mês a mês para se obter uma probabilidade suavizada de transição, a fim de mitigar o efeito da sazonalidade que ocorre ao se analisar meses diferentes do ano.

Essa matriz de transição permite analisar para quais condições de ocupação e de atividade econômica os indivíduos estão migrando com mais intensidade. O exemplo citado é de interesse neste estudo, pois permite saber se há uma transição do setor informal para o formal e analisar como esse fluxo tem se comportado ao longo dos anos.

4 TAXAS DE INFORMALIDADE DA ECONOMIA BRASILEIRA POR REGIÃO, NÍVEL EDUCACIONAL E SETORES DE ATIVIDADE

Esta seção apresenta os níveis das taxas de informalidade obtidos com os dados da PNAD para o período 2002-2012 para o Brasil e segundo dois recortes: região e nível educacional.

4.1 Taxas de desemprego e informalidade

4.1.1 Brasil

A tabela 1 mostra a redução da taxa de desemprego e da taxa de informalidade mensuradas com dados da PNAD entre 2002 e 2012. Como visto em Barbosa Filho e Pessoa (2011), houve uma grande queda da taxa de desemprego mensurada pela PME nos últimos anos, mas esta queda é menos severa quando calculada com os dados da PNAD.¹⁰

TABELA 1
Taxa de desemprego e de informalidade
(Em %)

	Taxa de desemprego	Taxa de informalidade
2002	9,1	43,6
2003	9,7	42,3
2004	8,9	42,5
2005	9,3	41,4
2006	8,4	40,7
2007	8,2	39,1
2008	7,1	38,1
2009	8,3	37,4
2011	6,7	32,7
2012	6,1	32,5
2012-2002	-3,0 p.p.	-11,1 p.p.

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

10. A taxa de desemprego mensurada com dados da PME era de 11,5% em 2002 e 5,5% em 2012. A principal diferença que explica este resultado é a taxa de desemprego ser mais baixa no país como um todo do que nas RMs, principalmente nas RMs estudadas pela PME.

Com a redução na taxa de desemprego, a tabela 1 mostra que houve uma redução significativa na taxa de informalidade da economia brasileira. A princípio, os dados sugerem que a queda do desemprego ocorreu concomitantemente a um aumento nos postos formais de trabalho.

No entanto, observa-se que a taxa de informalidade continuou a cair mesmo durante a crise de 2009, diferentemente do que ocorreu com a taxa de desemprego. Isto indica que fatores distintos podem estar por trás destes dois acontecimentos do mercado de trabalho nacional.

A tabela 1 mostra que a informalidade na economia brasileira mensurada pela PNAD mostrava uma taxa de 43,6% em setembro de 2002, com uma queda para 37,4% em setembro de 2009, e 32,5% em setembro de 2012. Com dados da PME, na tabela 2, a informalidade caiu de 32%, em setembro de 2002, para 28,3%, em setembro de 2009, e 22,9% em setembro de 2012. Ou seja, a queda registrada pela PME – nas seis principais RMs do país – nos últimos três anos desse período foi superior à observada nos sete anos anteriores, enquanto na PNAD – de abrangência nacional – foi menor, mas ainda significativa.

4.1.2 Brasil e regiões metropolitanas e não metropolitanas

A diferença de informalidade entre a PNAD e a PME pode ser explicada com base nas amostras e nas metodologias utilizadas. A PME possui frequência mensal, sendo realizada somente em seis RMs do país (Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo) e coleta informações acerca de emprego e renda, contendo algumas características dos indivíduos. Diferentemente da PME, a PNAD, conduzida pelo IBGE desde 1967, é uma pesquisa anual (referente ao mês de setembro) que cobre todo o território nacional,¹¹ trazendo informações diversas sobre características demográficas e socioeconômicas da população e características dos domicílios.¹² Como a informalidade é mais elevada fora das RMs, o resultado da PNAD mostra nível superior ao da PME.

A queda da informalidade ocorreu em todo o país no período 2002-2012. Entretanto, apesar da queda generalizada, a informalidade é heterogênea com as RMs, possuindo menor grau de informalidade com relação às NRMs. A tabela 2 mostra este ponto com uma diferença entre as taxas de informalidade que

11. A área rural da região Norte somente foi incluída a partir de 2004.

12. A PNAD teve início no segundo trimestre de 1967, sendo os seus resultados apresentados com periodicidade trimestral até o primeiro trimestre de 1970. A partir de 1971 os levantamentos passaram a ser anuais, com realização no último trimestre. A pesquisa foi interrompida para a realização dos censos demográficos de 1970, 1980 e 1991. Em 1974/1975 foi levada a efeito uma pesquisa especial, denominada Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF) que, além dos temas anteriores, investigou o consumo alimentar e os orçamentos familiares. Durante a realização do ENDEF o levantamento básico da PNAD foi interrompido. Em 1994, por razões excepcionais, não foi realizado o levantamento da PNAD (disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>). Para mais detalhes acerca das mudanças de metodologia da PNAD, ver Guerra (1997).

ultrapassa os 10 p.p. Enquanto no Brasil a informalidade era de 43,6% em 2002, a informalidade nas RMs era de somente 35,6%, e nas NRMs era de 48,1%.

TABELA 2
Informalidade por região

	PNAD – Brasil (%)	PNAD – RM (%)	PNAD – NRM (%)	PME (%)
2002	43,6	35,6	48,1	32,0
2003	42,3	34,0	46,8	33,8
2004	42,5	34,4	46,8	34,4
2005	41,4	33,8	45,5	33,1
2006	40,7	33,1	44,9	32,6
2007	39,1	31,7	43,2	30,1
2008	38,1	31,2	41,9	29,4
2009	37,4	29,7	41,6	28,3
2011	32,7	24,6	37,2	23,6
2012	32,5	24,6	36,9	22,9
Variação das taxas de desemprego (p.p.)				
2009-2002	-6,2	-5,9	-6,5	-3,8
2012-2009	-4,9	-5,0	-4,7	-5,4
2012-2002	-11,1	-10,9	-11,2	-9,1

Fonte: PNAD e PME/IBGE.
 Elaboração dos autores.

4.2 Taxas de informalidade por grupo educacional

Esta subseção avalia a taxa de informalidade por ciclo escolar completo para o Brasil, as RMs e as NRMs. A tabela 3 mostra, em sua primeira parte, a taxa de informalidade por grupo educacional. A segunda parte da mesma tabela mostra a participação de cada grupo no total de trabalhadores empregados, tal que cada coluna soma 100%. Na última parte é apresentado quanto cada grupo acrescenta de informalidade para a economia. Ou seja, a última parte mostra o número que resulta da multiplicação da informalidade de cada grupo (parte 1), ponderada pelo seu peso relativo entre os empregados (parte 2). Ou, ainda, em termos da equação (3), a parte 1 da tabela nos fornece a taxa I_r , e a parte 2 a participação $\varphi_{i,r}$.

A primeira parte da tabela 3 mostra que existe uma relação monotônica e decrescente entre grau de escolaridade e informalidade. Esta relação ocorre para todos os grupos educacionais e para o país como um todo e suas RMs e NRMs.

A análise por grupo educacional mostra uma informalidade mais baixa para as RMs. Em suma, o diferencial de informalidade para os mais escolarizados entre NRMs e RMs, que era de 5,5 p.p. (28,9% e 23,4%, respectivamente) em 2002

passou para 7,3 p.p. (24,5% e 17,2%, respectivamente) em 2012, o que reflete uma queda mais acentuada para tal grupo nas RMs comparativamente às NRMs, resultado similar ao que ocorreu com os demais grupos educacionais.¹³

TABELA 3
Taxa de informalidade por grupo educacional
(Em %)

	2002	2002RM	2002NRM	2012	2012RM	2012NRM
0-3	62,8	49,6	66,4	55,7	42,0	59,5
4-7	50,4	44,5	53,1	44,2	36,6	47,1
8-10	42,1	38,2	44,6	37,0	31,8	39,6
11-14	28,7	25,9	30,7	22,0	17,9	24,7
>15	26,1	23,4	28,9	21,0	17,2	24,5
Participação por grupo educacional						
0-3	19,0	11,5	23,1	10,6	6,5	12,8
4-7	28,7	25,3	30,6	19,4	15,3	21,7
8-10	18,3	20,2	17,2	18,7	17,5	19,4
11-14	26,8	32,6	23,7	40,5	46,0	37,5
>15	7,2	10,5	5,4	10,8	14,7	8,6
Contribuição para a taxa de informalidade por grupo educacional						
0-3	11,9	5,7	15,3	5,9	2,7	7,6
4-7	14,5	11,3	16,3	8,6	5,6	10,2
8-10	7,7	7,7	7,7	6,9	5,6	7,7
11-14	7,7	8,4	7,3	8,9	8,2	9,3
>15	1,9	2,4	1,6	2,3	2,5	2,1
Total	43,6	35,6	48,1	32,5	24,6	36,9

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

Observando a última parte da tabela 3, pode-se observar que o grupo que mais contribuía para a informalidade, em 2002, era aquele com escolaridade entre quatro e sete anos de estudo (14,5%). Isto ocorre porque este grupo possuía uma informalidade alta (atrás somente dos indivíduos que não completaram ao menos o fundamental de 1ª a 4ª série) e um peso relativo no total de trabalhadores que era ainda alto (28,7%, parte 2 da tabela). No entanto, em 2012 esse peso caiu significativamente (19,5%, parte 2 da tabela). Com isso, em 2012 o grupo que passou a contribuir mais para o cômputo da informalidade total passou a ser os indivíduos de onze a quatorze anos de estudo. Esse grupo, apesar de apresentar uma baixa taxa de informalidade (22,2%, parte 1 da tabela), o seu peso entre os ocupados cresceu no período: de 26,8% para 40,5% (parte 2 da tabela), sendo esse fenômeno fruto do processo de escolarização da população brasileira.

13. O diferencial de informalidade, de 2002 para 2012, passou, respectivamente de 4,8 p.p. para 6,8 p.p. (onze a quatorze anos de estudo), de 6,4 p.p. para 7,8 p.p. (oito a dez anos de estudo), de 8,6 p.p. para 10,5 p.p. (quatro a sete anos de estudo) e de 16,8 p.p. para 17,5 p.p. (menos de três anos de estudo).

5 RESULTADOS

5.1 Resultados da decomposição

Esta subseção realiza a decomposição da variação da taxa de informalidade no tempo e entre regiões (*cross-section*) com relação ao gênero, à cor, à escolaridade, à faixa etária, à experiência, aos ciclos escolares e ao capital humano.

5.1.1 Gênero

A tabela 4 mostra a decomposição da variação da taxa de informalidade por gênero. Aqui pode-se perceber que o efeito-nível é o predominante na análise das diferenças, sendo o efeito-composição de relativa importância somente nas diferenças entre as taxas de informalidade entre as RMs e as NRMs.

TABELA 4
Decomposição da variação da taxa de informalidade
(Em %)

Período – amostra	Sexo		Efeito total
	Efeito-nível	Efeito-composição	
2012-2002	-11,2	0,1	-11,1
2009-2002	-6,3	0,1	-6,2
2012-2009	-4,9	0,0	-4,9
2012-2002 RM	-11,1	0,1	-10,9
2012-2002 NRM	-11,3	0,1	-11,2
2012 NRM-2012 RM	12,6	-0,3	12,3
2002 NRM-2002 RM	12,9	-0,4	12,6

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

A contribuição negativa do efeito-nível significa que houve uma queda da taxa de informalidade para os diferentes grupos entre 2002 e 2012 e que este efeito é o predominante para a explicação da redução da informalidade no período. Destaca-se que os homens tiveram a maior contribuição (por exemplo, -6,6 p.p. no período 2012-2002) para tal efeito do que as mulheres (-4,6 p.p. no período 2012-2002). Isso ocorre porque, além do fato dos homens apresentarem uma participação média maior na população ocupada (56,7%), a queda da taxa de informalidade de tal grupo foi maior (11,5 p.p.) do que a das mulheres (10,8 p.p.). Por sua vez, o efeito-composição é levemente positivo, o que significa que houve um aumento da participação das mulheres no período, o que contribuiria para uma elevação da informalidade caso o efeito-nível fosse nulo. Esta elevação ocorreria porque a taxa de informalidade é superior entre as mulheres do que entre os homens.

Na comparação entre RMs e NRMs a grande diferença entre as taxas de informalidade metropolitanas e não metropolitanas é explicada pelo nível mais baixo de informalidade nas RMs.

5.1.2 Cor/raça

A tabela 5 apresenta o mesmo exercício da tabela 4, mas com relação à raça. Diferentemente do que ocorre por gênero, nesta parte o efeito-composição possui uma influência relativamente maior do que na análise por gênero. O efeito-nível continua sendo o fator que explica a queda da informalidade, com destaque para os pardos, que além de terem uma participação média-alta entre os ocupados (quase 40%), apresentaram a maior redução de informalidade (superior a 14 p.p.) entre 2002 e 2012. O efeito-nível é ainda mais importante nesta análise devido à maior participação (incorporação) dos grupos de cor negra e parda do total de empregados. A maior taxa de informalidade nestes grupos – associada a um crescimento destes no total de ocupados – cria um efeito-composição positivo e que chegaria a elevar a informalidade caso não tivesse ocorrido uma queda no nível desta.

Na comparação entre RMs e NRMs, novamente a grande diferença entre as taxas de informalidade metropolitanas e não metropolitanas é explicada pelo nível mais baixo de informalidade nas RMs para os diferentes grupos raciais.

TABELA 5
Decomposição da variação da taxa de informalidade
(Em %)

Período – amostra	Cor/raça		
	Efeito-nível	Efeito-composição	Efeito total
2012-2002	-12,0	0,9	-11,1
2009-2002	-6,9	0,7	-6,2
2012-2009	-5,0	0,2	-4,9
2012-2002 RM	-11,4	0,5	-10,9
2012-2002 NRM	-12,2	1,0	-11,2
2012 NRM-2012 RM	12,0	0,3	12,3
2002 NRM-2002 RM	11,9	0,6	12,5

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

5.1.3 Escolaridade

A tabela 6 mostra os resultados da decomposição da taxa de informalidade por escolaridade. A importância da escolaridade na explicação dos diferenciais de informalidade ao longo do tempo chama atenção. O efeito-nível continua explicando uma parte da queda da informalidade, como mostra o seu sinal negativo. Destacam-se os trabalhadores com ensino médio completo, que apresentaram uma queda de 6,7 p.p. da sua taxa de informalidade entre 2002 e 2012 e,

aliado a uma participação média elevada entre os ocupados (32,7%), chegam a contribuir com a perda de 1,8 p.p. dos 6,1 p.p. entre 2002 e 2012. No entanto, a importância do efeito-composição por escolaridade, que chega a explicar mais de 45% da queda da informalidade no período 2002-2012 (60% no período 2002-2009), cresce em relação aos atributos anteriormente analisados. Isso ocorre devido a uma redução do percentual dos menos escolarizados (no total dos ocupados) que apresentam maior nível de informalidade, principalmente aqueles com até sete anos de estudo (ensino fundamental incompleto).

A tabela 6 mostra também que caso a distribuição da escolaridade fosse a mesma nas RMs e nas NRMs, o diferencial de informalidade entre as duas regiões seria reduzido em aproximadamente um terço em 2002 (30% em 2012).

TABELA 6
Decomposição da variação da taxa de informalidade

Período – amostra	Escolaridade		Efeito total
	Efeito-nível	Efeito-composição	
2012-2002	-6,1	-5,0	-11,1
2009-2002	-2,4	-3,8	-6,2
2012-2009	-3,6	-1,3	-4,9
2012-2002 RM	-7,4	-3,6	-10,9
2012-2002 NRM	-5,8	-5,4	-11,2
2012 NRM-2012 RM	8,8	3,5	12,3
2002 NRM-2002 RM	8,1	4,4	12,6

Fonte: PNAD/IBGE.
 Elaboração dos autores.

5.1.4 Faixa etária

A tabela 7 realiza o mesmo exercício avaliando o impacto por faixa etária. Os resultados mostram que a redução na participação de pessoas jovens (15 a 24 anos) na população ocupada contribuiu com parte da queda da informalidade, visto que tal grupo apresenta uma alta informalidade. Esta redução na participação dos jovens é um aspecto importante da elevação das matrículas do ensino nos diversos níveis no Brasil. A manutenção dos jovens nas escolas por mais tempo melhora a inserção destes no mercado de trabalho,¹⁴ com taxas de desemprego menores, e reduz a chance destes serem trabalhadores sem carteira.

Em relação ao efeito-nível, destaca-se a alta contribuição dos jovens de 15 a 24 anos e adultos de 25 a 30 anos para a queda da informalidade. Isso se deveu ao fato destes dois grupos apresentarem a maior redução da taxa de informalidade

14. Ver Barbosa Filho e Pessôa (2011).

(em torno de 14 p.p. e 11 p.p. para cada grupo, respectivamente, entre 2002 e 2012) e terem um peso médio elevado entre os ocupados.

O efeito-composição explica apenas 10% do efeito total, entre 2002 e 2012, sendo um pouco mais determinante fora das RMs.

TABELA 7
Decomposição da variação da taxa de informalidade
(Em %)

Período – amostra	Faixa etária		Efeito total
	Efeito-nível	Efeito-composição	
2012-2002	-10,2	-0,9	-11,1
2009-2002	-5,3	-0,9	-6,2
2012-2009	-4,8	-0,1	-4,9
2012-2002 RM	-10,5	-0,4	-10,9
2012-2002 NRM	-10,1	-1,1	-11,2
2012 NRM-2012 RM	11,5	0,8	12,3
2002 NRM-2002 RM	10,9	1,7	12,6

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

5.1.5 Experiência

O corte por experiência mostra que o efeito-composição não é importante para explicar a informalidade quando se analisa os anos de experiência no mercado de trabalho. A tabela 8 mostra que o efeito-nível explica quase 100% da queda da informalidade, sendo os mais beneficiados os de menor experiência (até quatorze anos de experiência). A queda da taxa de informalidade desses grupos explica mais de 60% da queda da informalidade total.

TABELA 8
Decomposição da variação da taxa de informalidade
(Em %)

Período – amostra	Experiência		Efeito total
	Efeito-nível	Efeito-composição	
2012-2002	-11,2	0,2	-11,1
2009-2002	-6,4	0,2	-6,2
2012-2009	-4,9	0,0	-4,9
2012-2002 RM	-11,0	0,1	-10,9
2012-2002 NRM	-11,4	0,2	-11,2
2012 NRM-2012 RM	11,9	0,3	12,3
2002 NRM-2002 RM	12,4	0,2	12,6

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

5.1.6 Ciclos escolares

A análise por ciclos escolares repete os resultados apresentados por escolaridade. Ou seja, além da queda no nível da taxa de informalidade que representa uma maior contratação com carteira de trabalho para todos os grupos, o efeito-composição é fundamental para entender a dinâmica de redução da taxa de informalidade no Brasil.

Esse resultado é de suma importância, pois mostra que parte significativa da redução da taxa de informalidade no país possui um aspecto permanente. Isto ocorre porque trabalhadores com mais anos de educação formal observam uma menor taxa de informalidade no mercado de trabalho nacional.

TABELA 9
Decomposição da variação da taxa de informalidade
 (Em %)

Período – amostra	Ciclos escolares		
	Efeito-nível	Efeito-composição	Efeito total
2012-2002	-6,2	-4,9	-11,1
2009-2002	-2,5	-3,7	-6,2
2012-2009	-3,6	-1,3	-4,9
2012-2002 RM	-7,5	-3,5	-10,9
2012-2002 NRM	-5,9	-5,3	-11,2
2012 NRM-2012 RM	8,8	3,5	12,3
2002 NRM-2002 RM	8,3	4,3	12,6

Fonte: PNAD/IBGE.
 Elaboração dos autores.

5.1.7 Capital humano

A análise por capital humano reforça os resultados obtidos na análise por escolaridade e por ciclos escolares. A variável capital humano é fruto da relação entre ciclos escolares e experiência no mercado de trabalho, conforme Barbosa Filho, Pessoa e Veloso (2010).¹⁵

Os resultados da tabela 10 mostram o quão importante é a interação entre os ciclos escolares e a experiência dos agentes na compreensão da redução recente da taxa de informalidade no Brasil. Agora o efeito-composição chega a explicar 57% da redução da taxa de informalidade entre 2002 e 2012 (77% da redução entre 2002 e 2009). Tal efeito decorre do fato dos indivíduos com menores níveis de educação (até o ciclo do antigo primário completo) e experiência (até dezenove anos)

15. Nesse trabalho os autores constroem uma variável de capital humano que leva em consideração não somente a escolaridade formal, mas também a experiência no mercado de trabalho. Ambos fatores elevam a produtividade do trabalhador e, por isso, podem ser considerados capital humano.

terem reduzido o seu percentual entre os ocupados. Ou seja, como já citado, os jovens estão se educando e, com isso, cresce o percentual dos mais escolarizados (ciclo do ensino médio completo). Assim, o fator educação do capital humano ainda é o preponderante na explicação do efeito-composição. Mas, com o processo de transição demográfica em curso, o fator experiência tende a ganhar maior peso e contribuir para a queda da informalidade, visto que os mais experientes apresentam menor taxa de informalidade.

Na análise do diferencial da taxa de informalidade entre RMs e NRMs o efeito-composição chega a explicar 48% do diferencial da informalidade entre as regiões no ano de 2002 (34% em 2012).

TABELA 10
Decomposição da variação da taxa de informalidade
(Em %)

Período – amostra	Capital humano		
	Efeito-nível	Efeito-composição	Efeito total
2012-2002	-4,8	-6,3	-11,1
2009-2002	-1,4	-4,8	-6,2
2012-2009	-3,2	-1,6	-4,9
2012-2002 RM	-7,0	-4,0	-10,9
2012-2002 NRM	-4,1	-7,1	-11,2
2012 NRM-2012 RM	8,1	4,2	12,3
2002 NRM-2002 RM	6,6	6,0	12,6

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.

5.1.8 Setor

A tabela 11 realiza a decomposição por setor de atividade econômica. Este corte mostra a importância da queda do nível de informalidade por setor neste período. O efeito-composição negativo, que agora possui importância relativa mais baixa, mostra que os setores com maior taxa de informalidade perderam participação na economia, em termos de população ocupada. O setor agropecuário foi o que mais contribuiu, principalmente pela queda na participação nas NRMs.

O efeito-nível, por sua vez, mostra que a queda na taxa de informalidade de quase todos os setores, entre eles agropecuário, indústria de transformação, construção, comércio e outros serviços, explica a maior parte da queda da taxa de informalidade agregada.

A tabela 11 mostra ainda que o efeito-composição setorial explica cerca de 35% do diferencial de informalidade entre as RMs e as NRMs em 2002 (23% em 2012).

Este resultado ressalta que além da maior taxa de informalidade das NRMs, a diferente estrutura dos setores produtivos alimenta ainda mais o diferencial de informalidade nestas regiões em comparação com as RMs.

TABELA 11
Decomposição da variação da taxa de informalidade
 (Em %)

Período – amostra	Setor		
	Efeito-nível	Efeito-composição	Efeito total
2012-2002	-10,1	-1,0	-11,1
2009-2002	-5,7	-0,5	-6,2
2012-2009	-4,4	-0,5	-4,9
2012-2002 RM	-11,1	0,2	-10,9
2012-2002 NRM	-9,6	-1,6	-11,2
2012 NRM-2012 RM	9,5	2,8	12,3
2002 NRM-2002 RM	8,2	4,4	12,6

Fonte: PNAD/IBGE.
 Elaboração dos autores.

5.2 Matriz de transição

Esta subseção mostra o resultado da matriz de transição, a qual permite analisar para quais condições de ocupação (informal, formal, desempregado ou fora da PEA) os indivíduos estão migrando com mais intensidade.

Segundo a tabela 12, em 2003 observa-se que, do total de informais (primeira linha), 72,1% se manteve em tal condição. Outros 14,7% se tornaram formais, 4,4% ficaram desempregados e 8,7% saíram da PEA. Do total de formais (segunda linha), em 2003, 5,1% se tornaram informais, 91,6% permaneceram formais, 1,1% ficaram desempregados e 2,3% saíram da PEA. Estes percentuais refletem, em números, um fluxo líquido¹⁶ de 85.350 trabalhadores informais que transitaram para a formalidade ao longo de 2003. Por sua vez, 23.510 desempregados conseguiram um emprego informal, 8.431 trabalhadores formais ficaram desempregados, 7.590 indivíduos que estavam fora da PEA conseguiram um emprego sem carteira assinada e 40.899 trabalhadores formais saíram da PEA em 2003. Resumidamente, em 2003 o setor informal era o que gerava empregos para os desempregados e os

16. Para obter o efeito-líquido, multiplicou-se cada probabilidade da matriz de transição (por exemplo, de 2003) pelo estoque de emprego em janeiro (de 2003) da condição original. Assim, o fluxo de trabalhadores da informalidade para a formalidade foi de $22,4\% \times 3.823.076$ (totais de informais em janeiro) = 855.222. Por sua vez, o fluxo no sentido contrário foi de $5,9\% \times 14.104.259$ (totais de formais em janeiro) = 724.959. Assim, o fluxo líquido foi de $855.222 - 724.959 = 21.660$ trabalhadores que transitaram da informalidade para a formalidade.

que estavam à margem do mercado de trabalho, enquanto o setor formal já atraía trabalhadores do setor informal.

Em 2012 tem-se uma mudança da dinâmica entre as condições de ocupação e atividade: 92.575 trabalhadores informais se tornaram formais, 23.186 desempregados conseguiram um emprego informal, 37.579 desempregados conseguiram um emprego formal, 9.223 indivíduos que estavam fora da PEA conseguiram um emprego informal e 43.583 trabalhadores formais saíram da PEA ao longo de 2012. Assim, uma das principais mudanças em relação a 2003 é que o setor formal se tornou o principal contratador de mão de obra desempregada – apesar do setor informal ainda ser um contratante líquido. Outra mudança importante foi o aumento de contratações de trabalhadores informais pelo setor formal.

TABELA 12
Matriz de transição do mercado de trabalho

	2003 (%)				Total
	Informal	Formal	Desempregado	Fora da PEA	
Informal	72,1	14,7	4,4	8,7	100,0
Formal	5,1	91,6	1,1	2,3	100,0
Desempregado	8,6	4,0	57,0	30,4	100,0
Fora da PEA	2,2	1,1	5,2	91,5	100,0
Total	11,6	29,7	8,0	50,7	100,0
	2012 (%)				Total
	Informal	Formal	Desempregado	Fora da PEA	
Informal	72,1	15,8	2,1	10,0	100,0
Formal	3,4	93,2	0,8	2,7	100,0
Desempregado	7,5	10,9	46,5	35,1	100,0
Fora da PEA	2,0	1,8	2,6	93,6	100,0
Total	9,2	37,9	3,4	49,5	100,0
	Variação entre 2003 e 2012 (p.p.)				Total
	Informal	Formal	Desempregado	Fora da PEA	
Informal	0,0	1,1	-2,3	1,2	0,0
Formal	-1,7	1,6	-0,3	0,3	0,0
Desempregado	-1,1	6,9	-10,5	4,7	0,0
Fora da PEA	-0,2	0,7	-2,6	2,1	0,0
Total	-2,4	8,2	-4,6	-1,2	0,0

Fonte: PNAD/IBGE.

Elaboração dos autores.

Assim, na comparação entre 2003 e 2012, nota-se o aumento da probabilidade de transição de trabalhadores indo da informalidade para a formalidade. Este aumento foi de 1,1 p.p. (variação entre 2003 e 2012: linha informal, coluna formal da tabela). Além disso, a probabilidade no sentido contrário reduziu-se em 1,7 p.p. (linha formal, coluna informal da tabela). Logo elevou-se, sem ambiguidade, o fluxo líquido de trabalhadores do setor informal para o formal. O aumento do setor formal foi devido também à geração de empregos formais. Nota-se

uma redução de 2,3 p.p. do fluxo de trabalhadores do setor formal (redução de 0,3 p.p. no setor informal) para a condição de desemprego. No sentido oposto, observa-se um crescimento de 6,9 p.p. do fluxo de desemprego para o setor formal (redução de 1,1 p.p. do mesmo fluxo no setor informal). Assim, o setor informal reduziu o fluxo de contratações, ao passo que o setor formal passou a gerar empregos para os desempregados e em maior número que o setor informal.

De forma geral, o processo de queda da informalidade ocorreu principalmente por meio de dois canais: a manutenção de um alto fluxo de trabalhadores do setor informal para o formal e o aumento da absorção dos desempregados pelo setor formal.

5.3 Análise dos resultados

A decomposição da redução da informalidade mostrou que, à exceção de variáveis relacionadas à educação, a redução do nível de informalidade é o principal responsável pela redução da informalidade no Brasil. Este resultado está em linha com a literatura que reporta diversas razões para a redução da informalidade.

Corseuil e Foguel (2012) constroem um modelo em que a formalização está relacionada positivamente com a atividade econômica. Os autores mostram que a formalização deve aumentar na medida em que a taxa de desemprego cai e o hiato salarial formal/informal aumenta. Por meio da análise dos dados da PME os autores corroboram tais resultados.

Ainda relacionado ao comportamento da economia, Ramos (2002) associa aspectos conjunturais com a informalidade, indicando que crescimento mais forte de setores mais informais contribuiriam com cerca de 25% do crescimento da informalidade na década de 1990. Com relação à decomposição setorial vê-se que a mesma explica menos de 10% da redução da informalidade entre 2002 e 2012 (1% e 11,1%, respectivamente), sendo importante somente para explicar a maior informalidade das NRM's (22,7%).

O aumento do número médio de empregados formais por estabelecimento também contribui para o aumento das relações formais de trabalho no Brasil, como mostram Courseil, Moura e Ramos (2011). Os autores destacam alguns potenciais fatores que podem ter impulsionado o crescimento do tamanho médio das empresas a partir de 2003. São eles: maior crescimento econômico, cenário externo favorável e mudanças no quadro institucional. Entre estas últimas, houve a melhoria da fiscalização sobre estabelecimentos e políticas públicas de incentivo tributário. Esse conjunto de fatores pode, além de ter impulsionado a formalização, ter também elevado o tamanho médio das novas firmas.

Em relação ainda às melhorias institucionais, a criação de incentivos tributários para a formalização é uma área importante da literatura, pois explica a redução do

nível de informalidade na economia brasileira. Monteiro e Assunção (2012) mostram que a introdução do Simples Nacional na economia brasileira contribuiu para a formalização das empresas que atuam no comércio em até 13 p.p., indicando um efeito positivo da política de simplificação tributária. Logo, a simplificação tributária seria mais um fator explicando a redução do nível da informalidade no país.

A importância do efeito-composição de variáveis relacionadas com a educação acrescenta, de forma complementar, uma variável que ajuda a explicar a redução da informalidade no Brasil, uma vez que existe uma relação negativa e monotônica entre anos de escolaridade e informalidade. Esse resultado corrobora o trabalho de Mello e Santos (2009), no qual os autores estimam um modelo de escolha entre o setor formal e o informal e concluem que a maior escolaridade é, entre os fatores demográficos, o que mais colabora para a redução da taxa de informalidade no país.

Esse resultado valida a literatura, que reporta evidências empíricas robustas de relação negativa entre escolaridade e informalidade.¹⁷ Neste sentido, a política de universalização para a educação parece relacionada com a redução da informalidade, uma vez que a redução desta ocorre de forma concomitante com a entrada no mercado de trabalho de gerações mais escolarizadas.

A matriz de transição mostra que o principal canal do processo de formalização é a migração de trabalhadores do setor informal para o formal. Adicionalmente, outra fonte importante é que o setor formal se tornou o principal contratante de mão de obra desempregada. Esses resultados estão em linha com as conclusões de Corseuil e Foguel (2012), baseadas no *poaching model* de Moscarini e Postel-Vinay (2008), que mostram que a taxa de formalidade deve subir quando a taxa de desemprego cai, principalmente pela migração de trabalhadores informais para o setor formal e, em menor grau, da transição dos desempregados para a formalidade.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A queda da taxa da informalidade já é um fenômeno permanente na economia brasileira. No entanto, os determinantes de maior impacto sobre esta queda é pouco explorado na literatura.

Este artigo mostra que a queda da informalidade de 11,1 p.p entre 2002 e 2012 para todo o Brasil foi parecida tanto nas RMs como fora destas. Com isso, a diferença entre as taxas de informalidade nas NRMs e nas RMs em 2012 ainda foi elevada (12,6 p.p.). Este trabalho mostra ainda que a maior parte desta diferença ocorre devido às diferenças de nível de informalidade entre as duas regiões. Ou seja,

17. Diversos trabalhos encontram essa relação, entre os quais: Cacciamali e Fernandes (1993), Fernandes (1996), Neri (2002), Tannuri-Pianto e Pianto (2002) e Soares (2004).

a diferente composição das atividades econômicas explica somente um quarto do diferencial, sendo o restante explicado por diferenças do nível de informalidade.

Para aprofundar a compreensão desse fenômeno, neste estudo realiza-se uma decomposição da queda da taxa de informalidade em efeito-nível e efeito-composição. Enquanto o primeiro mede a queda da taxa de informalidade dentro de cada grupo – mantida fixa a participação deste grupo na média dos dois períodos –, o segundo mede a variação da participação no total de ocupados de cada grupo – mantida fixa a taxa de informalidade na média dos dois períodos.

Os resultados mostram que, dependendo da decomposição, a queda da taxa de informalidade da economia foi devido à contribuição do efeito-nível. Ou seja, devido à forte redução da taxa de informalidade dentro de diferentes grupos, aliado a uma alta participação de tais grupos no total de ocupados. Destaca-se a contribuição de homens e mulheres; brancos e pardos; com ensino médio completo; de 15 a 30 anos de idade; com até quatorze anos de experiência; e dos setores agropecuário, indústria de transformação, construção, comércio e outros serviços. Assim, o processo de formalização atingiu diferentes cortes da oferta e da demanda de trabalho.

No entanto, um resultado marcante é que o efeito-composição apresentou uma magnitude alta quando a decomposição foi feita para a variável escolaridade, chegando a explicar 45% da queda da informalidade entre 2002 e 2012 (60% entre 2002 e 2009). Ou seja, o processo de escolarização que o país passou ao longo dos anos, com redução do percentual dos trabalhadores menos escolarizados (principalmente daqueles sem escolarização e com ensino fundamental completo) que apresentam alta taxa de informalidade (por exemplo, 62% para os sem escolarização na média entre 2002 e 2012), foi um determinante crucial para a queda da informalidade. Além disso, quando a decomposição é feita pela variável capital humano (associação entre ciclos escolares e experiência), a queda da participação de trabalhadores menos escolarizados com baixa experiência de trabalho chega a explicar 57% da queda da informalidade no país entre 2002 e 2012 (77% entre 2002 e 2009).

Por fim, computou-se uma matriz de transição entre os diferentes estados ocupacionais (para as principais RMs): informal, formal, desempregado e fora da força de trabalho (PEA). O resultado mostra que a formalização ocorreu por meio de dois canais: aumento da transição de trabalhadores do setor informal para o formal e absorção dos desempregados pelo setor formal. A redução da transição dos desempregados e dos que estavam fora da PEA para a informalidade contribuiu marginalmente para reduzir a queda da taxa de informalidade.

ABSTRACT

Informal employment (above 30%) is still very high in Brazil despite its recent drop. Therefore, studying labor market characteristics relation with the recent 10 percentage points informal rate reduction is important. The present work uses a household level data (PNAD) and the Monthly Employment Research Data (PME) to study the phenomena. The paper shows the participation decrease of lower educated groups with low level of work experience can explain up to 80% of the informality drop and argues the formalization increase was a result of two factors: informal workers moving from informal jobs to formal and unemployed people being absorbed by the formal sector.

Keywords: informality; human capital; sectors of economic activity; decomposition; transition matrix; metropolitan area.

REFERÊNCIAS

BANERJEE, A. *et al.* **Why has unemployment risen in the New South Africa?** Cambridge; New York: NBER; Columbia University Press, 2007. (Working Paper, n. 13167). Disponível em: <<http://goo.gl/4a2ZUO>>.

BARBOSA FILHO, F.; PESSÔA, S. **Uma análise da redução da taxa de desemprego.** [S.l.]: REAP, 2011. (Working Paper, n. 28).

BARBOSA FILHO, F.; PESSÔA, S.; VELOSO, F. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 2, p. 91-113, 2010.

CACCIAMALI, M. C.; FERNANDES, R. Distribuição dos trabalhadores e diferenciais de salários entre mercados de trabalho regulamentado e não regulamentado. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 135-156, 1993.

CORSEUIL, C. H. L.; FOGUEL, M. Economic expansion and increase in labour market formality: a poaching approach. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 207-224, 2012. Disponível em: <<http://goo.gl/Xz1OVu>>.

CORSEUIL, C. H. L.; MOURA, R. L.; RAMOS, L. Determinantes da expansão do emprego formal: o que explica o aumento do tamanho médio dos estabelecimentos? **Economia Aplicada**, v. 15, n. 1, p. 45-63, 2011. Disponível em: <<http://goo.gl/q0PM9q>>.

DUCA, J. V.; CAMPBELL, C. M. **The impact of evolving labor practices and demographics on U.S. inflation and unemployment.** Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas, 2007. (Working Paper, n. 702).

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 3, 1996. Disponível em: <<http://goo.gl/CjFyf2>>.

GUERRA, V. **Principais mudanças introduzidas nos conceitos e definições da PNAD para as pesquisas de 1992 em diante.** [S.l.], 1997. Mimeografado.

HIPPLE, S. Worker displacement in an expanding economy. **Monthly Labor Review**, p. 26-39, Dec. 1997. Disponível em: <<http://goo.gl/Qw3tJ9>>.

MELLO, R.; SANTOS, D. Aceleração educacional e queda recente da informalidade. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/OmlmpZ>>.

MONTEIRO, J. C. M.; ASSUNÇÃO, J. J. Coming out of the shadows? Estimating the impact of bureaucracy simplification and tax cut on formality in Brazilian microenterprises. **Journal of Development Economics**, v. 99, p. 105-115, 2012.

MOSCARINI, G.; POSTEL-VINAY, F. The timing of labor market expansions: new facts and a new hypothesis. *In*: ACEMOGLU, D.; ROGOFF, K.; WOODFORD, M. (Eds.). **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge: NBER, 2008. v. 24. Disponível em: <<http://goo.gl/xpcrqc>>.

NERI, M. C. **Decent work and the informal sector in Brazil**. Rio de Janeiro: FGV, Nov. 2002. (Ensaio Econômico, n. 461).

RAMOS, L. **A evolução da informalidade no Brasil metropolitano: 1991-2001**. Brasília: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 914). Disponível em: <<http://goo.gl/r5vxoc>>.

SHIMER, R. Why is the U.S. unemployment rate so much lower? *In*: NBER MACROECONOMICS ANNUAL, 13., 1998. **Anais...** Cambridge: MIT Press, 1999.

SOARES, F. V. **Some stylized facts of the informal sector in Brazil in the 1980's and 1990's**. Brasília: Ipea, 2004. (Texto para Discussão, n. 1020). Disponível em: <<http://goo.gl/GjJQTU>>.

TANNURI-PIANTO, M. E.; PIANTO, D. **Informal employment in Brazil: a choice at the top and segmentation at the bottom – a quantile regression approach**. [S.l.]: [s.n.], 2002. Disponível em: <<http://goo.gl/SBm9Gr>>. Mimeografado.

ULYSSEA, G. **Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura**. Brasília: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1070). Disponível em: <<http://goo.gl/YdCSHl>>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

NERI, M. C. The decade of falling income inequality and formal employment generation in Brazil. *In*: OECD – ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Tackling inequalities in Brazil, China, India and South Africa: the role of labor market and social policies**. [S.l.]: OECD, 2010. (OECD Publishing). Disponível em: <<http://goo.gl/kfkLfy>>.

(Originais submetidos em janeiro de 2013. Última versão recebida em outubro de 2014. Aprovada em outubro de 2014.)

FLEXIBILIDADE DO MERCADO DE TRABALHO: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE SEGMENTOS SOCIOECONÔMICOS NO BRASIL (2002-2009)¹

Arthur Simão Pereira da Silva²

Sandro Eduardo Monsueto³

Alexandre Alves Porsse⁴

Este artigo se propõe a examinar o grau de flexibilidade salarial do mercado de trabalho brasileiro usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período 2002-2009. O método utilizado é o modelo econométrico conhecido como "curva de salário", desenvolvido por Blanchflower e Oswald (1994a) e aperfeiçoado por Card (1995). Para obter um indicador de flexibilidade desagregado testa-se a significância da curva de salário para segmentos distintos do mercado de trabalho. As estimativas mostram que este método é capaz de fornecer indicadores agregados e desagregados de flexibilidade salarial para diferentes segmentos do mercado de trabalho brasileiro.

Palavras-chave: flexibilidade salarial; curva de salário; segmentação.

JEL: J30; J42; J64.

1 INTRODUÇÃO

Sob o ponto de vista macroeconômico, todo e qualquer sistema econômico está sujeito a choques que incidem sobre a oferta e a demanda, podendo alterar tanto a produtividade quanto a oferta relativa dos fatores. Sendo um sistema aberto, este está suscetível aos choques externos que distorcem a estrutura de preços relativos, como choques do petróleo e flutuações cambiais. De outra forma, os choques observados podem ser provocados por políticas de governo, como políticas cambial e salarial, proteção tarifária e controle de preços, que incidem sobre a oferta, enquanto no lado da demanda agregada são recorrentes os choques de políticas monetária e fiscal.

No mercado de trabalho, choques negativos tendem a elevar o desemprego e reduzir os salários, enquanto choques positivos têm efeito contrário. Sendo assim, é de total interesse do *policymaker* mensurar o impacto destes fenômenos sobre a economia; contudo, é uma difícil tarefa prever como firmas e trabalhadores irão se comportar diante de alterações na estrutura produtiva. Esta dificuldade está relacionada não apenas à natureza e à magnitude dos choques, mas também às características

1. Os autores agradecem a colaboração de Paulo de Martino Jannuzzi e os comentários de Luiz Alberto Esteves e do parecerista anônimo. Eventuais erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

2. Doutorando em economia do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR) e bolsista de Desenvolvimento Tecnológico Industrial do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Goiás (PPE/UFG).

4. Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR).

dos segmentos que compõem o mercado de trabalho. Uma dessas características, o grau de flexibilidade, interfere diretamente nos efeitos observados e pode gerar percepções equivocadas.

Conforme Barros e Mendonça (1997), o crescimento repentino da taxa de desemprego pode ser o resultado tanto de um pequeno choque em um mercado pouco flexível, quanto de um choque maior em um mercado bastante flexível. Com base nestes autores, o grau de flexibilidade de um mercado pode ser definido basicamente como a capacidade de preços e de quantidades transacionados se ajustarem rapidamente a choques nas curvas de oferta e de demanda. Assim, no mercado de trabalho o grau de flexibilidade salarial pode ser assumido como a capacidade de curto prazo dos salários se ajustarem após a incidência de choques econômicos.

Na teoria econômica clássica a hipótese de perfeita flexibilidade dos preços e dos salários é a regra geral dos mercados, enquanto para Keynes o caso mais comum é o de rigidez, sendo a flexibilidade salarial apenas uma hipótese de trabalho. Mas antes de se aprofundar neste debate e de apontar as possíveis causas e consequências de baixos ou elevados graus de flexibilidade, torna-se necessário desenvolver um indicador capaz de mensurá-los. Este indicador é encontrado na literatura por meio do modelo microeconômico chamado “curva de salário”, desenvolvido por Blanchflower e Oswald (1990; 1994a; 1994b; 1995).

O modelo básico da curva de salário de Blanchflower e Oswald (1990) utilizado para microdados dos Estados Unidos e do Reino Unido consiste na regressão dos salários reais contra a taxa de desemprego local, incluindo o controle de efeitos fixos regionais. Segundo os autores, esta formulação é capaz de demonstrar que os lugares que possuem elevadas taxas de desemprego são aqueles que apresentam menores salários, indicando uma relação negativa entre salário real e desemprego local. Esta mesma relação foi verificada por diferentes autores em mais de quarenta países nas últimas décadas (Blanchflower e Oswald, 2005).

No Brasil, entre os estudos que utilizam essa metodologia, os resultados têm reforçado as evidências de que, em geral, este país apresenta um grau de flexibilidade salarial elevado e semelhante ao de alguns países desenvolvidos. Embora ainda sejam incipientes os trabalhos empíricos com estimativas desagregadas no Brasil, existem dois resultados que se contrapõem. Enquanto Garcia (2002) verifica um grau de flexibilidade salarial menor para trabalhadores mais qualificados, Barros e Mendonça (1997) observam uma tendência de maior flexibilidade para os trabalhadores que recebem maiores salários.

Sabe-se, por meio da vasta literatura de equações salariais, que educação e salário estão diretamente relacionados. Em razão disso, um objetivo central deste estudo é verificar se a relação expressa pela curva de salário é capaz de fornecer medidas desagregadas de flexibilidade para segmentos ocupacionais do mercado de trabalho que têm em comum níveis altos, médios e baixos de educação e de salários.

Dessa forma, será utilizada uma segmentação de acordo com a classificação socio-ocupacional proposta por Jannuzzi (2000), desenvolvida a partir de uma escala socioeconômica de indicadores educacionais e salariais que permite reunir, em um mesmo segmento, os trabalhadores das ocupações que têm em comum maior educação e maior salário. Ao todo são cinco segmentos estabelecidos: alto, médio-alto, médio, médio-baixo e baixo. Na extremidade superior da escala está o segmento “alto”, com ocupações de mais alta escolaridade e rendimento, enquanto na extremidade inferior está o segmento “baixo”, com ocupações de baixa escolaridade e rendimento.

A partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002 a 2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o objetivo deste estudo é verificar se os salários dos trabalhadores nos segmentos inferiores são mais sensíveis ao desemprego e, de forma inversa, se nos segmentos superiores os salários possuem uma sensibilidade menor à taxa de desemprego.

Uma contribuição adicional deste artigo é a estimação da curva de salário para o Brasil com correções de Heckman (1979) para problemas de viés de seleção, utilizando um painel dinâmico pelo método dos momentos generalizados – em inglês *generalized method of moments* (GMM) –, com base em Arellano e Bond (1991), para lidar com eventuais problemas de endogeneidade entre salário e desemprego. Estas correções se tornam ainda mais relevantes, uma vez que não são abordadas conjuntamente em estudos anteriores sobre o tema no Brasil.

Este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 são descritas algumas abordagens teóricas e empíricas sobre a relação entre salário e desemprego, além de estudos sobre a curva de salário para o Brasil. Na seção 3 é feita a descrição dos dados e da metodologia convencional do modelo, seus problemas econométricos, as correções sugeridas por Card (1995) e um método alternativo baseado em Arellano e Bond (1991), além da proposta de classificação socio-ocupacional de Jannuzzi (2000). Em seguida, a seção 4 traz os resultados e as discussões e, por fim, na seção 5 são expostas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

No livro *The wage curve*, Blanchflower e Oswald (1994a) reúnem uma extensa base de dados internacionais com taxas de desemprego locais e salários reais para estimar curvas de salário em diferentes países, por meio do *international social survey program* (ISSP), do *current population surveys* (CPS) e do *general household survey* (GHS) em diferentes períodos da segunda metade do século XX.

O modelo básico consiste em regressões *duplo-log* dos salários reais em função da taxa de desemprego desagregada por regiões, controlando efeitos fixos regionais e características individuais. Em geral, para países como Estados Unidos,

Grã-Bretanha, Canadá e Noruega, os coeficientes da elasticidade do salário em função do desemprego são significativos e próximos de $-0,1$, indicando que um aumento de 10% na taxa de desemprego é acompanhado por uma redução de 1%, em média, nos salários nestes países.

Em síntese, esta é a representação de uma situação típica na qual um indivíduo “A” recebe um salário menor do que um indivíduo “B”, sendo que ambos compartilham de características idênticas e das mesmas condições, exceto pelo fato de que o primeiro vive em uma região de maior desemprego. Portanto, a curva de salário é um modelo empírico diferente de outros que fazem parte da teoria econômica já consolidada, como a abordagem clássica, que relaciona salários acima do equilíbrio de mercado com a elevação do nível de desemprego involuntário (Modigliani, 1944), a curva de Phillips e sua relação macroeconômica negativa de variação do salário em função da taxa de desemprego (Phillips, 1958), e a abordagem regional, que defende a relação positiva entre desemprego local e salário permanente (Harris e Todaro, 1970).

Dentro dos moldes estabelecidos pelo modelo clássico, no qual interagem firmas e trabalhadores maximizadores de lucro e de utilidade, na presença de rendimentos marginais decrescentes e de uma relação crescente entre salário real e oferta de trabalho, a hipótese de perfeita flexibilidade garante que a economia se encontre constantemente em equilíbrio, com pleno emprego. Assim, para que ocorra desemprego involuntário é necessária uma situação de desequilíbrio, em que as empresas são obrigadas a pagar um salário acima do equilíbrio de mercado, o que atrai mão de obra em excesso. Tal situação de desequilíbrio pode ser explicada pela presença de rigidez salarial implicando, após um choque, que os salários levem mais tempo para se reajustar e, com isso, o salário do mercado de trabalho com rigidez fica acima do equilíbrio do restante da economia. Este nível de salário atrai um número de trabalhadores além daquele que a firma está disposta a empregar, elevando o nível de desemprego nesse mercado. Neste caso, os salários estão positivamente correlacionados ao desemprego involuntário.

Além da situação provisória descrita, é possível verificar uma condição permanente em que os altos níveis salariais do ambiente urbano estão relacionados a maiores taxas de desemprego, conforme o modelo descrito pela abordagem regional de Harris e Todaro (1970). Esta abordagem tem como base a ideia de diferenciais compensatórios de Adam Smith, aliada à hipótese de perfeita mobilidade dos trabalhadores que agem racionalmente em um modelo de escolha, formando fluxos migratórios do campo (região agrícola) em direção às cidades (região industrial) em busca de melhores empregos e maiores salários.

Enquanto a renda na região agrícola é igual à produtividade marginal do trabalhador, a renda na região industrial é definida por fatores exógenos que estabelecem um piso salarial mais alto. Os trabalhadores que migram para a cidade têm expectativas de receber maiores rendimentos e, por isso, enfrentam o risco maior de desemprego. O diferencial de rendimentos entre as duas localidades se reduz na medida em que a expectativa de ganhos na cidade se equilibra à produtividade marginal no campo, por meio do ajuste entre oferta e demanda. Com o fim da migração, há um equilíbrio com desemprego e salários elevados na cidade. Dessa forma, a persistência de altas taxas de desemprego urbano revela uma situação de estoque no modelo de Harris e Todaro (1970), refletindo uma condição estrutural na qual a taxa de desemprego permanente está positivamente relacionada aos salários permanentes.

Nesse contexto, outra abordagem distinta, a curva de Phillips, é capaz de descrever como a taxa de desemprego se relaciona inversamente à variação dos salários nominais. A formulação original de Phillips (1958) descreve o fato de que em períodos de altas taxas de desemprego existe uma maior oferta relativa de trabalho, o que reduz seu preço, o salário nominal. Já Samuelson e Solow (1960) verificam, nos Estados Unidos de 1900 a 1960, que a curva de Phillips expressa mais adequadamente a relação negativa entre desemprego e elevação do nível geral de preços.

Por sua vez, Friedman (1968) incorpora ao modelo a formação de expectativas inflacionárias por parte dos agentes econômicos, definindo uma “curva de Phillips aumentada pelas expectativas”. Nesta versão, o *trade-off* entre inflação e desemprego é temporário e pode ocorrer somente no curto prazo, pois no longo prazo a expectativa de inflação é igual à inflação atual, já que os agentes, ao perceberem alterações dos seus salários, fazem pressões para que estes sejam reajustados sem perdas reais. Após isso, a taxa de desemprego retorna ao seu nível estrutural, enquanto o nível de preços estabiliza-se em um nível superior ao de antes. Dessa forma, tem-se que a variação no salário nominal está negativamente relacionada à taxa de desemprego temporária.

Se, por um lado, a curva de Phillips (1958) se refere ao processo temporário de ajustamento entre desemprego e variação do salário, por outro lado, a curva de salário descreve o lócus de equilíbrio entre salário e desemprego. No aspecto metodológico, a primeira abordagem demonstra a relação macroeconômica entre a variação dos salários e a taxa de desemprego agregados, estimados em séries temporais, enquanto a segunda representa a relação microeconômica entre o nível de salários e a taxa de desemprego desagregada, estimada com microdados em painel (Blanchflower e Oswald, 1994a).

As diferentes abordagens reunidas nessa revisão estão sintetizadas no quadro 1, que deixa explícito a relação entre as duas variáveis de interesse.

QUADRO 1

Síntese dos modelos

Modelo	Referência	Variáveis	Relação
Clássico	Modigliani (1944)	Salário x desemprego involuntário	Positiva
Abordagem regional	Harris e Todaro (1970)	Salário x desemprego (permanente)	Positiva
Curva de Phillips	Phillips (1958)	Varição do salário x desemprego	Negativa
Curva de salário	Blanchflower e Oswald (1994a)	Salário x desemprego (cíclico)	Negativa

Elaboração dos autores.

Para fundamentar as evidências empíricas da curva de salário, Blanchflower e Oswald (1994a) recorrem aos modelos novo-keynesianos de barganha salarial e de salário-eficiência. Estes modelos descrevem a determinação de preços sob a lógica de mercados imperfeitos e a fixação de salários por meio de negociação ou por estratégia da firma. Assim, o modelo convencional de barganha assume a hipótese de que os trabalhadores possuem margem de barganha na negociação de salários com a firma, por meio de sindicatos. Conforme Blanchflower e Oswald (1994a), elevadas taxas de desemprego reduzem o poder de barganha do trabalhador e dos sindicatos, pois são reduzidas as possibilidades de encontrar outro emprego e obter um maior salário.

Levando-se ainda em consideração que, sob altas taxas de desemprego, os sindicatos têm como prioridade impedir que o trabalhador seja demitido, então a manutenção do emprego será mais importante do que a manutenção do salário. Dessa forma, a taxa de desemprego afeta negativamente os salários dos trabalhadores.

Por sua vez, o modelo de salário-eficiência traz uma explicação distinta, na qual a produtividade do trabalhador depende do seu esforço e este de incentivos salariais. Considerando que para o trabalhador o esforço é penoso, ele tem uma propensão inerente à natureza humana de não querer se esforçar. No entanto, níveis elevados de desemprego atuam como mecanismo de disciplina daqueles que estão empregados, pois elevam o risco de desemprego. Do ponto de vista da firma, o desemprego elevado permite a ela pagar menores salários para obter o mesmo esforço do trabalhador, caso contrário, a firma o demitiria e encontraria com maior facilidade um substituto no mercado de trabalho (Shapiro e Stiglitz, 1984).

2.1 Evidências da curva de salário para o Brasil

Existem poucos trabalhos que estimam curvas de salário para o Brasil. Entre eles estão Barros e Mendonça (1997), que demonstram como a inclinação desta curva pode fornecer um indicador do grau de flexibilidade salarial. A partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 1982 a 1994, do IBGE, são construídos 54 compartimentos *cell means* para o mercado de trabalho conforme idade, educação e região metropolitana do trabalhador. Por meio da elaboração de três

indicadores, os autores estimam a relação entre salário e desemprego para os diferentes compartimentos da amostra e confirmam a existência da curva de salário para o Brasil. Os resultados indicam que o Brasil possui um grau de flexibilidade similar ao dos países industrializados com mais alta flexibilidade salarial. Ainda é detectada uma tendência de que trabalhadores com níveis salariais mais elevados têm maior flexibilidade.

Por sua vez, Garcia (2002) se propõe a explorar para o Brasil os avanços empíricos e metodológicos da literatura internacional utilizando dados das PNADs de 1981 a 1999, por meio da metodologia e das sugestões de Card (1995). Em termos gerais, as regressões *duplo-log* do salário real mensal em função da taxa de desemprego regional confirmam uma relação significativa entre estas variáveis. O autor ainda verifica que os coeficientes de elasticidade do salário em função do desemprego são maiores para os trabalhadores pouco qualificados e menores para os mais qualificados, indicando que estes têm salários menos flexíveis do que aqueles.

De forma complementar e tendo como propósito analisar a influência da taxa de desemprego sobre o rendimento dos trabalhadores rurais e urbanos, Souza e Machado (2004) buscam obter estimativas para as duas localidades separadamente. A denominação “curva de rendimento” no lugar de “curva de salário” é apenas uma forma de explicitar que também são considerados rendimentos fora do conceito de salário. O método utilizado é o mesmo de Card (1995), tendo como fonte de dados as PNADs de 1981 a 1999. No período analisado, as estimativas mostram que a relação entre a taxa de desemprego e os rendimentos dos trabalhadores não é significativa para o mercado de trabalho rural brasileiro. Os autores atribuem este resultado à incipiente presença, no ambiente rural, de relações trabalhistas típicas dos mercados capitalistas urbanos, nos quais as estimativas foram significativas.

Em outro estudo recente, Santolin e Antigo (2009) analisam a importância da flexibilidade dos salários na redução da persistência do desemprego de longo prazo no Brasil. Sob a hipótese de que um elevado grau de flexibilidade deveria minimizar o processo de histerese do desemprego, os autores associam este processo às imperfeições no mercado de trabalho, responsáveis por gerar rigidez dos salários, impedindo que o mercado se ajuste após choques econômicos. Com dados das PNADs de 1997 a 2005 para seis regiões metropolitanas e uma metodologia com painéis dinâmicos, os autores verificam um grau de rigidez salarial maior para o trabalhador formal em comparação ao informal, o que indica que a permanência no desemprego de longo prazo seria menor entre trabalhadores informais.

Em suma, os estudos citados convergem para um consenso no qual a economia brasileira como um todo possui consideráveis níveis de flexibilidade salarial, conforme sintetizado no quadro 2.

QUADRO 2

Resultados agregados aproximados das equações salariais para o Brasil

Autor	Fonte de dados	Método	Variável dependente	α^1
Barros e Mendonça (1997)	PME (1982-1994)	Cell means (indicadores próprios)	Salário mensal	-4 ²
Garcia (2002)	PNAD (1981-1999)	Painel em dois passos (OLS)	Salário-hora	-0,1
Souza e Machado (2004)	PNAD (1981-1999) – região urbana	Painel em dois passos (OLS)	Salário-hora	-0,2
Santolin e Antigo (2009)	PNAD (1997-2005)	Painel dinâmico (GMM)	Salário-hora	-0,1

Elaboração dos autores.

Notas:¹ " α " é coeficiente de elasticidade do logaritmo da taxa de desemprego do modelo *duplo-log*.

² Coeficiente da taxa de desemprego do modelo *log-lin*.

Em contraste à proximidade dos resultados obtidos em estimativas agregadas, quando se buscam estimativas desagregadas do grau de flexibilidade, o que se observa são resultados divergentes, guardadas as devidas restrições metodológicas e temporais. Em Garcia (2002, p. 83), por exemplo, “os homens, os brancos, os chefes de família ou mais velhos e os que têm trabalho com carteira assinada, trabalham em tempo integral ou que pertencem a setores mais tradicionais” demonstram uma menor flexibilidade. Já em Santolin e Antigo (2009, p. 21), “os homens, os brancos e os indivíduos mais escolarizados” apresentam maior flexibilidade, enquanto para Barros e Mendonça (1997, p. 20) o grau de flexibilidade é “praticamente invariante com o nível educacional dos trabalhadores”.

Além disso, nos resultados descritos pela literatura, Garcia (2002) encontra um grau de flexibilidade salarial menor para trabalhadores mais qualificados, ao utilizar a taxa de desemprego geral para quatro grupos, divididos em diferentes níveis de escolaridade (ensinos básico, fundamental, médio e superior). Por sua vez, Barros e Mendonça (1997) encontram uma tendência de menor flexibilidade para os trabalhadores que recebem maiores salários.

Dessa forma, se salário e educação estão positivamente relacionados, conforme demonstrado por diversos estudos empíricos, então existe uma evidente contradição descrita por meio das equações 1 e 2, em que trabalhadores com maior educação são menos flexíveis, conforme Garcia (2002) e, ao mesmo tempo, trabalhadores com maiores salários tendem a ser mais flexíveis de acordo com Barros e Mendonça (1997).

$$\alpha = f(e), \partial f / \partial e < 0 \text{ à Garcia (2002)} \quad (1)$$

$$\alpha = g(w), \partial g / \partial w > 0 \text{ à Barros e Mendonça (1997)} \quad (2)$$

onde e é igual a educação; w é igual a salário; e α é igual ao grau de flexibilidade salarial.

A partir disso, surge uma questão que será objeto de análise deste estudo, a qual consiste em saber se os indivíduos em ocupações que têm em comum maiores níveis de educação e salário têm salários mais flexíveis ou mais rígidos. Por meio de uma divisão ocupacional do mercado de trabalho, aliada à metodologia da curva de salário proposta por Card (1995), busca-se fornecer algumas respostas. Para tanto, parte-se da hipótese de que a inclinação da curva de salário é uma medida do grau de flexibilidade do mercado de trabalho, conforme Blanchflower e Oswald (1994a).

3 METODOLOGIA

Inicialmente, o método convencional da curva de salário de Blanchflower e Oswald (1994a; 1994b) pode ser especificado da seguinte forma:

$$\ln W_{irt} = \alpha \ln U_{rt} + \beta X_{irt} + d_r + f_t + e_{irt} \quad (3)$$

onde $\ln W_{irt}$ é o logaritmo neperiano do salário do indivíduo i no estado r no período t ; $\ln U_{rt}$ é o logaritmo neperiano da taxa de desemprego no estado r no período t ; X_{irt} é o conjunto de características mensuráveis (como idade, cor, sexo, educação) do indivíduo i no estado r no período t ; d_r e f_t são as *dummies* de estado e de tempo, respectivamente; e e_{irt} é o termo residual.

Na curva de salário, tal como apresentada na equação (3), o coeficiente α representa a elasticidade da taxa de salário em relação à taxa de desemprego. Como se sabe, o salário é uma variável observada individualmente, enquanto a taxa de desemprego é captada regionalmente. Segundo Card (1995), esta diferença de agregação das variáveis faz com que os graus de liberdade envolvidos na estimação da equação de salário sejam menores do que o número de observações salariais individuais, além de gerar um problema de autocorrelação positiva entre os resíduos dos indivíduos de uma mesma localidade, pois estes estariam sob a influência comum de outras variáveis não incluídas na especificação da equação.

Para evitar esse tipo de problema, Blanchflower e Oswald (1994b) utilizam o método *cell means*, em que são estimadas médias salariais para grupos de trabalhadores com características semelhantes em uma determinada localidade, de acordo com um nível de agregação compatível com a agregação da taxa de desemprego local. No entanto, este método implica na perda de características individuais conforme a variância dos salários destes grupos aumenta, o que influencia diretamente nos valores dos coeficientes de elasticidade do salário em relação à taxa de desemprego.

Em razão disso, Card (1995) propõe um método alternativo chamado “painel em dois passos”. De acordo com este método, no primeiro passo estima-se a curva de salário expressa pela equação (3) sem a inclusão do logaritmo da

taxa de desemprego ($\ln U_{rt}$). Tem-se, então, a equação salarial (4), na qual são mantidos os controles de efeito fixos de tempo (f_t) e de estado (d_r). As *dummies* de tempo captam as diferenças dos salários para cada ano, enquanto as *dummies* de estado captam as diferenças salariais locais.

$$\ln W_{irt} = \beta X_{irt} + d_r + f_t + df_{rt} + e_{irt} \quad (4)$$

Observa-se que na equação (4) são adicionadas *dummies* de interação (df_{rt}) para captar os diferenciais salariais em relação ao ano e ao estado de referência nos quais os controles fixos são omitidos, pois os efeitos fixos de estado podem ser afetados de forma diferente pelos efeitos fixos de tempo. Os coeficientes das *dummies* de interação carregam as influências que não foram captadas pelas outras variáveis da regressão. Espera-se, desta forma, que grande parte da diferença dos salários captada por essas *dummies* possa ser explicada pela taxa de desemprego em uma segunda etapa.

Assim, no segundo passo, os diferenciais são regredidos como variável dependente em função das 208 taxas de desemprego (26 estados e oito anos), evitando-se os problemas de agregação assinalados por Card (1995). Novamente, acrescentam-se os controles fixos de tempo e região, conforme equação (5).

$$\ln W_{rt} = \alpha \ln U_{rt} + d_r + f_t + e_{rt} \quad (5)$$

O grau de flexibilidade do mercado de trabalho é expresso pelo coeficiente de elasticidade do salário em relação à taxa de desemprego. A expectativa é que α seja negativo, uma vez que menores salários estão relacionados a taxas de desemprego mais altas, conforme as teorias novo-keynesianas de salário-eficiência e de barganha.

3.1 Viés de seleção

As estimativas obtidas pelo método de Card (1995) levam em consideração as correções dos problemas econométricos da agregação pela média, apontados no método *cell means*. Entretanto, o problema de estimar a equação de salários para indivíduos é que não se observa o salário para toda a amostra, mas apenas para aqueles que trabalham, o que pode ocasionar viés de seleção (Heckman, 1979).

Uma das origens desse viés é que para algumas pessoas seria vantajoso trabalhar se o salário potencial recebido fosse maior que o salário reserva. Uma vez que o salário reserva não é captado pelo questionário da PNAD, a omissão desta variável pode tornar as estimativas da equação de salários viesadas. A correção adotada neste estudo é baseada em Heckman (1979) e semelhante à utilizada por Carvalho, Silva e Neri (2006).

O procedimento consiste em, primeiro, estimar uma equação de participação para obter a probabilidade do indivíduo trabalhar com base em algumas variáveis explicativas. O modelo utilizado é o *probit* com a incorporação do plano amostral para trabalhadores entre 18 e 65 anos. A variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo tem rendimento (ocupado) e 0 caso contrário (desocupado). As variáveis explicativas usadas são escolaridade em anos de estudo, escolaridade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, chefe de família e filho.

A partir dos coeficientes obtidos da equação de participação do modelo *probit*, calcula-se uma variável *lambda* chamada “razão inversa de Mills”, a qual descreve a probabilidade do indivíduo estar ocupado. Em seguida, esta variável é adicionada no primeiro passo da equação de salários do modelo painel em dois passos, equação (4), corrigindo possíveis efeitos do viés de seleção.

3.2 Heterocedasticidade

A introdução da razão inversa de Mills na equação de rendimentos tende a produzir estimadores ineficientes devido à ocorrência de heterocedasticidade no segundo passo do modelo, o que prejudica a inferência estatística dos resultados nas estimações por mínimos quadrados ordinários – em inglês *ordinary least squares* (OLS).

Para lidar com esse problema existem duas possibilidades. A primeira delas é utilizar uma correção da matriz de covariância no segundo passo da curva de salário por *bootstrap*. Essa correção faz parte da classe de métodos de Monte Carlo não paramétricos que estimam a distribuição da população por reamostragem, por meio da geração repetida de amostras aleatórias, a partir da distribuição empírica da amostra original (Efron, 1979). No caso deste trabalho são utilizadas mil réplicas. Esse método constitui uma alternativa eficiente para fornecer estimativas do erro-padrão dos coeficientes do modelo econométrico sem a necessidade de pressupostos sobre a distribuição do estimador.

A segunda alternativa é complementar e consiste em utilizar um modelo de mínimos quadrados generalizados – em inglês *generalized least squares* (GLS). Os modelos GLS são indicados para lidar com problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. Enquanto o método OLS atribui pesos iguais a todas as observações, o método GLS atribui pesos menores nas observações com uma variância do erro maior.

Uma estratégia de execução do modelo GLS é aplicar um estimador de mínimos quadrados generalizados factíveis – em inglês *feasible generalized least squares* (FGLS), que consiste em duas etapas. Na primeira etapa o modelo é estimado por OLS, um estimador consistente, mas ineficiente. Então os resíduos deste modelo são usados, na segunda etapa, para construir um estimador consistente da matriz

de covariância dos erros. Essa estratégia é utilizada já que, na prática, a verdadeira matriz de covariância dos erros é desconhecida.⁵

3.3 Especificação: curva de salário ou curva de Phillips?

Além do viés de seleção e da incidência de heterocedasticidade, ainda existe outro problema a se considerar. Conforme apontado por Card e Hyslop (1996), não somente o nível de salário depende da taxa de desemprego, assim como a variação do salário também depende, pois o salário real cresce mais rápido em mercados de trabalho com baixo desemprego, e diminui mais rápido em mercados de trabalho com alto desemprego, descrevendo um ajustamento descrito por uma curva de Phillips em vez do lócus de equilíbrio, como descrito pela curva de salário.

Blanchflower e Oswald (2005), no artigo *The wage curve reloaded*, também reconhecem a necessidade de analisar com mais cuidado a natureza autorregressiva dos salários, dado que estes são “pegajosos”, sendo difícil distinguir os efeitos de curto e de longo prazo que interagem sobre eles. Assim, para os autores, a forma apropriada de identificar tais efeitos é utilizar um modelo com especificação híbrida entre as curvas de Phillips e de salário, como proposto por Blanchard e Katz (1999).

A equação (6) é uma forma de representar esse tipo de modelo híbrido. No caso do parâmetro de ajustamento λ ser igual a zero, esta equação representa uma curva-padrão de Phillips.

$$(W_t - W_{t-1}) = c + (p_t^e - p_{t-1}) - \lambda (W_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - \beta U_t + e_t \quad (6)$$

onde c é a constante; W_t é o salário nominal; y é o logaritmo da produtividade; p é o nível de preços; λ é um parâmetro que capta a influência do salário real e da produtividade; e U_t é a taxa de desemprego.

Atribuindo um índice regional r , a equação anterior pode ser reescrita como a equação (7).

$$\Delta W_{r,t} = c_r + \Delta p_t^e - \lambda (W_{r,t-1} - p_{r,t-1} - y_{r,t-1}) - \beta U_{r,t} + e_{r,t} \quad (7)$$

Essa equação pode ser estimada com dados em painel. Basta, então, substituir todos os termos que não variam no tempo, mas são comuns em todos os mercados, por efeitos fixos de tempo.⁶ Para melhor compreensão, a equação (7) pode ser reescrita, substituindo $\Delta W_{r,t} = W_{r,t} - W_{r,t-1}$, da seguinte forma:

5. Uma limitação do método FGLS é que apesar de melhorar a precisão dos estimadores, este pode tornar as estimativas dos erros-padrão mais otimistas em amostras finitas (Freedman, 1981).

6. No Brasil, esse tipo de especificação pode ser encontrado na discussão proposta em Santolin e Antigo (2009).

$$W_{r,t} = c_r + (1 - \lambda) W_{r,t-1} - \beta U_{r,t} + d_t + e_{r,t} \quad (8)$$

onde $W_{r,t}$ é o *log* do salário nominal na região r e no tempo t ; $U_{r,t}$ é a taxa de desemprego na região r no tempo t ; e d_t são *dummies* de tempo.

Se $\lambda = 1$, isto é, a expressão $(1 - \lambda)$ for igual a 0, a especificação de uma curva-padrão de salário, proposta por Blanchflower e Oswald (1994a), seria suficiente. Entretanto, se $\lambda = 0$, isto é, a expressão $(1 - \lambda)$ for igual a 1, a conclusão é que a curva-padrão de Phillips poderia ser estimada sem problemas, pois a curva de salário não acrescentaria nenhuma informação relevante.

Diante da possibilidade empírica dos dois casos serem alcançados, a equação (8) é, portanto, um modelo híbrido entre a curva de Phillips e a curva de salário. No caso intermediário, onde $0 \leq \lambda \leq 1$, tem-se uma curva de salário dinâmica, em que o impacto de mudanças regionais passadas do desemprego tem efeitos superiores a um período e, então, a elasticidade de longo prazo do desemprego pode ser expressa por β/λ .

3.4 Endogeneidade entre salário e desemprego

O modelo econométrico especificado na equação (8) consiste em estimar a mudança no logaritmo nominal dos salários em cada região em função da taxa de desemprego e do salário nominal defasado, no qual o coeficiente autorregressivo captura a dinâmica dos salários. Contudo, isso não resolve outro problema importante, que é a endogeneidade entre salário e desemprego.

Conforme Blanchflower e Oswald (2005), qualquer economista poderia argumentar que ambas as variáveis são simultaneamente determinadas. Isso acontece porque a curva de salário estima o efeito de taxas de desemprego sobre os ganhos individuais, mas os níveis salariais também poderiam afetar a oferta e a demanda por trabalho e, portanto, o nível de desemprego. Assim, existem quatro problemas econométricos em estimar a equação (8).

- 1) Devido à possibilidade de haver causalidade em ambos os sentidos entre salário e desemprego, estes regressores podem estar correlacionados com o termo de erro, tornando $e_{r,t}$ endógeno.
- 2) Os efeitos fixos, isto é, as características dos estados ou indivíduos que não variam no tempo, podem estar correlacionados com as variáveis explicativas, estando camuflados dentro do termo de erro $e_{r,t}$.
- 3) A presença da variável dependente defasada $W_{r,t-1}$ gera autocorrelação, devido à heterogeneidade específica de cada região.
- 4) Os dados do painel possuem curta dimensão no tempo ($t =$ oito anos) e uma maior dimensão espacial ($r = 26$ estados).

Para resolver o primeiro problema poderia se utilizar o método “mínimos quadrados em dois estágios” – em inglês *two-stage least squares* (2SLS). Nesse caso seria necessário encontrar instrumentos exógenos e testar a fragilidade destes.⁷ A outra opção é estimar a curva de salário pelo método dos momentos generalizados – em inglês *generalized method of moments* (GMM) com base em Arellano e Bond (1991), usando níveis defasados da variável explicativa, tornando as variáveis endógenas predeterminadas e, com isso, não correlacionadas com $e_{r,t}$.

Para resolver o segundo problema, o GMM-AB utiliza a primeira diferença, removendo os efeitos fixos. Já o terceiro problema é resolvido com técnicas de variáveis instrumentais que incluem recursivamente os valores defasados das variáveis endógenas do modelo ($U_{r,t}$). Por fim, o GMM-AB é um procedimento-padrão utilizado para estimar painéis dinâmicos de curto período e amplo número de *cross sections*, que é o caso deste estudo, descrito no quarto problema.

Em razão disso, o último método de estimação da curva de salário que este artigo propõe é um painel dinâmico estimado por um GMM *twostep* em diferença, baseado em Arellano e Bond (1991). O modelo é especificado de acordo com a equação (9), conforme Santolin e Antigo (2009).

$$\Delta W_{rt} = \gamma \Delta W_{r,t-1} + \Delta \beta U_{r,t} + \Delta d_{0t} + \Delta e_{r,t} \quad (9)$$

Serão utilizados como variável independente os diferenciais salariais obtidos no primeiro passo do método de Card (1995) com correção de Heckman (1979). Já a variável explicativa é composta pelas 208 taxas de desemprego estaduais anuais.

A estimação do GMM-AB é realizada em duas etapas. Na primeira, assume-se que $e_{r,t}$ seja independente e homocedástico tanto entre as unidades r quanto entre os períodos t e, na segunda, as hipóteses de homocedasticidade e de independência são relaxadas de modo que os resíduos obtidos no primeiro passo são usados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

A presença de autocorrelação poderia tornar os instrumentos inválidos. Portanto, Arellano e Bond (1991) sugerem um teste de segunda ordem sobre os resíduos, sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Além disso, para avaliar se os instrumentos são exógenos, utiliza-se o teste de Hansen para sobreidentificação, sob a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Dessa forma, pode-se avaliar a consistência do estimador GMM.

7. Conforme Nijkamp e Poot (2005), de dezessete estudos analisados sobre curva de salários entre 1990 e 2001, incluindo Blanchflower e Oswald (1990; 1994ab), menos de 10% utilizaram variáveis instrumentais para controlar a endogeneidade da taxa de desemprego.

Finalmente, com base na metodologia e nos objetivos propostos, serão estimadas equações de salário para o Brasil pelo método painel em dois passos de Card (1995) e também pelo painel dinâmico por GMM Arellano e Bond (1991). Já nas curvas de salário desagregadas por grupos socio-ocupacionais optou-se pelo método de Card (1995), devido à base de comparação com a maior parte da literatura nacional e também para evitar problemas de proliferação dos instrumentos, uma vez que este estudo não utiliza variáveis instrumentais específicas.

3.5 Segmentos socio-ocupacionais do mercado de trabalho

A segmentação das ocupações escolhida é a desenvolvida por Jannuzzi (2000), inspirada em estudos de estratificação social de grupos ocupacionais e baseada em indicadores de *status* socioeconômico e de precarização, construídos a partir dos censos demográficos de 1980 e 1991 e PNADs dos anos 1990. O foco dessa proposta é oferecer uma alternativa metodológica consistente de segmentação socioeconômica que garanta comparabilidade no tempo e no espaço.

Conforme Jannuzzi (2000), as mais de trezentas ocupações levantadas nas pesquisas do IBGE são distribuídas em cinco segmentos de acordo com a posição destes em uma escala socioeconômica construída a partir de dois indicadores ocupacionais de salário e de nível educacional: o índice socioeconômico posicional (ISEP) e o índice socioeconômico distancial (ISED).

O ISEP é construído inicialmente pelo cômputo das medianas de escolaridade e de rendimento do trabalho principal das pessoas ocupadas de 15 a 64 anos, que trabalham quarenta ou mais horas, com rendimentos válidos e escolaridade conhecida, para cada tipo de ocupação. Em seguida, são calculadas medidas de posição relativas das ocupações de acordo com a escolaridade mediana observada, com base na distribuição de frequências acumuladas das pessoas alocadas em cada posto de trabalho ordenadas segundo o nível de escolaridade. O mesmo procedimento é repetido usando como critério de ordenamento o rendimento mediano. O ISEP é calculado como média aritmética das duas medidas de posição relativas (Jannuzzi, 2003).

O ISED, por sua vez, corresponde ao escore fatorial obtido por meio da aplicação de análise de componentes principais sobre rendimento e escolaridade de cada ocupação. Os escores podem variar em um intervalo amplo, com valores positivos e negativos, mas por intermédio de manipulação matemática pode-se formatá-los em um intervalo entre 0 e 100. Dessa forma, esses índices permitem classificar ocupações com níveis salariais e educacionais próximos. Além disso, na distribuição das ocupações entre os cinco segmentos leva-se em consideração o grau de precarização de inserção no mercado de trabalho, que envolve risco ao desemprego, nível de rotatividade, grau de formalização da relação contratual e contribuição previdenciária.

O quadro 3 ilustra a escala socio-ocupacional com algumas ocupações típicas de cada estrato e sua medida de *status* socioeconômico computada para 1991, pelo ISEP e pelo ISED.

QUADRO 3

Algumas ocupações típicas dos estratos socio-ocupacionais

Estrato socio-ocupacional	Algumas ocupações típicas	ISEP média	ISEP desvio padrão	ISED média	ISED desvio padrão
Alto	Médico, engenheiro, professor universitário, gerentes.	95,7	3,9	34,0	11,0
Médio-alto	Técnicos de contabilidade e administração, mestre e contramestres na indústria, professores de ensino fundamental e médio, corretores de imóveis, inspetores de polícia.	85,2	7,1	20,0	4,0
Médio	Torneiro mecânico, montadores de equipamentos elétricos, vendedores, operadores de caixa, professores de ensino pré-escolar, motoristas, inspetores de alunos, auxiliares de enfermagem, auxiliares administrativos e de escritório.	67,2	7,5	12,0	3,0
Médio-baixo	Ocupações da indústria de alimentos, ocupações da indústria têxtil, pedreiros, pintores, garçons, vigias, porteiros, estivadores.	45,2	9,9	7,0	1,0
Baixo	Trabalhadores rurais na condição de empregados, além das ocupações urbanas de baixo <i>status</i> como serventes de pedreiro, lavadeiras, empregados domésticos e lixeiros.	14,8	7,5	3,0	1,0

Fonte: Adaptado de Jannuzzi (2000).

Obs.: Os detalhes da construção da escala socio-ocupacional estão em Jannuzzi (2000).

Na extremidade superior da escala, o segmento “alto” se refere às ocupações de maior *status*, isto é, aquelas com maior rendimento e escolaridade e menor grau de precarização. São inseridos neste segmento os indivíduos em postos de comando e de direção, com especialização técnica superior ou na condição de grandes proprietários. Já o segmento “médio-alto” compreende indivíduos com, relativamente, menos poder de comando ou qualificação, mas com níveis ainda elevados de salário e educação, entre os quais estão chefes e supervisores, empregados qualificados de escritório e técnicos de média especialização na indústria e serviços.

Em seguida, o segmento “médio” reúne grande parte das ocupações no comércio, nos serviços e nos postos qualificados na indústria, trazendo indicadores ocupacionais piores, como alta rotatividade e níveis medianos de salário, enquanto no segmento “médio-baixo”, o mais heterogêneo, abrangem-se os trabalhadores com menos qualificação no setor de serviços, na construção civil e na indústria tradicional. Neste segmento existe elevado risco ao desemprego, sendo que mais da metade não contribui para a Previdência, e ainda enfrentam o excesso de horas trabalhadas.

Por fim, no outro extremo da escala socioeconômica está o segmento “baixo”, que se refere às ocupações de menor *status* socioeconômico e maior grau de precarização, no qual estão reunidos os indivíduos empregados em atividades domésticas, trabalhadores rurais na condição de empregados e algumas ocupações urbanas sob as piores condições de trabalho.

Após essa segmentação e partindo do pressuposto de que a curva de salário pode ser utilizada para estimar o grau de flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro, busca-se testar a sua significância para cinco segmentos e identificar quais são mais flexíveis. Para isso, o coeficiente de elasticidade do desemprego em relação ao salário é interpretado como um indicador do grau de flexibilidade salarial.

O interesse particular por uma classificação que divide os trabalhadores em diferentes segmentos socioeconômicos surge da necessidade de entender resultados, a princípio contraditórios, encontrados na literatura. Conforme Garcia (2002), trabalhadores com mais educação teriam salários menos flexíveis enquanto, de acordo com Barros e Mendonça (1997), trabalhadores com maiores salários teriam uma tendência de maior flexibilidade salarial.

A escolha da classificação de Jannuzzi (2000) se deve à baixa mobilidade de trabalhadores entre segmentos. Essa estabilidade permite a este estudo utilizar a mesma classificação, apenas transportando os códigos referentes a cada ocupação e seus respectivos segmentos para o uso nas PNADs de 2002 a 2009. Existe a possibilidade de que algumas ocupações tenham alterado seus indicadores socioeconômicos. Contudo, essas mudanças, inerentes ao sistema econômico e ao próprio mercado de trabalho, dificilmente têm o poder de afetar a estrutura geral da escala socio-ocupacional em períodos relativamente curtos.

3.6 Descrição dos dados

A fonte dos dados utilizada na estimação da curva de salário são as PNADs de 2002 a 2009. A pesquisa não acompanha o mesmo domicílio ao longo do período de análise, pois esta é uma amostra rotativa em que os domicílios entrevistados diferem anualmente. Diante dessa limitação, as estimações pelo método painel em dois passos neste estudo são feitas a partir de dados *cross-section* empilhados de 2002 a 2009.⁸

Compõem a amostra 626.460 indivíduos entre 18 e 65 anos, ocupados na semana de referência em 26 estados do país. Buscando maior homogeneidade, foram eliminados da amostra os residentes no Distrito Federal e mantidos os trabalhadores assalariados e conta-própria do setor privado, sendo que para os primeiros foram considerados a mão de obra com e sem carteira de trabalho, incluindo trabalhadores domésticos, com informações da ocupação principal.

Com base na classificação de área censitária estabelecida pela PNAD, ressalta-se que foram mantidos na amostra apenas trabalhadores residentes em áreas metropolitanas e municípios autorrepresentativos, o que garante sua representatividade

8. A principal limitação da utilização de dados *cross-section* empilhados está na impossibilidade de se construir trajetórias individuais ao longo da análise. Uma das consequências disso é a tendência de que os erros-padrão sejam maiores, aumentando a incidência de estatísticas de testes não significativas. Em artigo seminal, Deaton (1985) sugere um método alternativo que consiste na criação de pseudopainéis, por meio da utilização de coortes de pessoas ao longo do tempo na amostra para estimar modelos de efeitos fixos com dados *cross-section* empilhados.

estatística ao longo da análise. Além disso, por ser uma pesquisa com amostragem complexa em múltiplos estágios, é preciso declarar o plano amostral da PNAD antes de algumas estimações, o que garante estimativas mais eficientes.

A principal variável de interesse, o salário nominal mensal referente ao trabalho principal, é deflacionado anualmente de acordo com o índice nacional de preço ao consumidor (INPC), adaptado por Corseuil e Foguel (2002), com base em valores monetários de 2009. Depois, para a obtenção do salário-hora, divide-se o salário mensal pelas horas semanais trabalhadas, multiplicadas por 4,33. Com isso, a variável dependente é definida como o logaritmo do salário-hora real. Por sua vez, a variável explicativa é o logaritmo da taxa de desemprego desagregada para os 26 estados da Federação, obtida por meio da razão entre desocupados e a população economicamente ativa (PEA) de cada estado.

Nas especificações da curva de salário são utilizadas variáveis com as características individuais, as quais incluem *dummies* para sexo, cor (branco e não branco), qualificação⁹ (não qualificados, semiquualificados e qualificados), carteira assinada (formal e informal), setor de atividade (primário, secundário, terciário) e faixa etária (18 a 25 anos, 26 a 35 anos, 36 a 45 anos, 46 a 55 anos, mais de 55 anos).

TABELA 1
Estatística descritiva anual do salário e da taxa de desemprego para o Brasil (2002-2009)

Observações		Salário-hora real		Taxa de desemprego	
Ano	Frequência	Média	Desvio padrão	Média (%)	Desvio padrão (%)
2002	72.355	5,32	9,00	10,9	2,4
2003	72.253	5,10	16,92	11,8	2,4
2004	76.239	5,00	16,71	10,8	3,0
2005	79.842	5,28	11,65	11,0	2,6
2006	81.204	5,49	11,04	9,9	2,3
2007	80.878	5,89	12,40	9,8	2,7
2008	80.652	5,76	10,06	8,5	2,5
2009	83.037	5,98	15,14	9,4	2,4
Total	626.460				

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: A média do salário e o desvio padrão estão em reais, a preços de 2009, enquanto a média da taxa de desemprego é referente à média das taxas de desemprego dos 26 estados da Federação, exceto o Distrito Federal.

As características descritas, bem como os salários, podem variar consideravelmente conforme o segmento socioeconômico ao qual o indivíduo pertence. Dessa forma,

9. Tendo a educação como critério de qualificação, os indivíduos foram reagrupados entre “não qualificados” – sem instrução e com até três anos de estudo; “semiquualificados” – de quatro a quatorze anos de estudo; e “qualificados” – com quinze anos ou mais de estudo.

a tabela 2 traz a composição dos cinco segmentos socio-ocupacionais com base na classificação de Jannuzzi (2000) de acordo com algumas características individuais, além das médias dos salários e dos anos de estudo de cada segmento, conforme dados das PNADs de 2002 a 2009.

TABELA 2
Características descritivas e composição dos segmentos socioeconômicos (2002 e 2009)

Segmentos	Ano	Média salário real mensal (R\$)	Média anos de estudo	Mulher (%)	Homem (%)	Não branco (%)	Branco (%)	Informal (%)	Formal (%)
Alto	2002	3.245,7	13,1	40,9	59,1	23,2	76,9	35,5	64,5
	2009	3.007,8	13,6	46,1	53,9	29,5	70,5	32,9	67,1
Médio-alto	2002	1.377,3	11,0	45,5	54,5	36,8	63,2	38,0	62,1
	2009	1.346,6	11,8	48,3	51,7	44,1	55,9	32,8	67,3
Médio	2002	878,5	8,1	34,3	65,7	47,5	52,5	48,3	51,8
	2009	917,5	9,1	37,5	62,5	54,5	45,5	42,1	57,9
Médio-baixo	2002	561,0	6,0	36,0	64,0	57,9	42,1	60,7	39,3
	2009	641,3	7,1	36,8	63,2	63,2	36,8	54,2	45,8
Baixo	2002	390,3	4,8	79,2	20,8	61,7	38,4	72,8	27,2
	2009	470,4	5,7	78,7	21,3	66,8	33,2	70,8	29,2

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: O salário real é calculado a preços de 2009.

A tabela 2 revela que o trabalhador do segmento “alto” é, na grande maioria, homem, predominantemente branco e formal, justamente o oposto do segmento “baixo”, que é predominantemente composto por trabalhadores do sexo feminino, informais e, na grande maioria, não brancos. Apesar disso, de 2002 a 2009 percebe-se uma tendência de aumento de participação feminina no mercado de trabalho, inclusive no segmento com as ocupações de maior educação e salário. Existe ainda um fluxo considerável de trabalhadores não brancos que vêm ganhando espaço em todos os segmentos, devido à redução do desemprego e à inclusão de novos trabalhadores no mercado de trabalho, além da redução de diferentes formas de segmentação social.

Outro fator relevante é a queda da informalidade em todos os cinco segmentos, reflexo de uma tendência de reversão à grande entrada de trabalhadores no mercado de trabalho informal que ocorreu na década de 1990. Além disso, é perceptível uma expressiva disparidade entre os salários médios recebidos e a escolaridade média de cada segmento. Contudo, de 2002 a 2009 percebe-se uma tendência de elevação da renda nos segmentos inferiores (médio, médio-baixo e baixo). Por sua vez, a média dos anos de estudo apresentou uma tendência de alta para todos os grupos.

4 RESULTADOS

Inicialmente, a curva de salário estimada pelo método painel em dois passos de Card (1995) equivale a uma equação de salário convencional, na qual o logaritmo do salário-hora real é regredido contra variáveis explicativas com as características individuais. Mas conforme Heckman (1979), a equação de salários para indivíduos geralmente considera apenas as informações daqueles que estão trabalhando, o que pode ocasionar viés de seleção.

Dessa forma, antes da estimação da curva de salário é necessário estimar uma variável *lambda* que descreva a probabilidade de participação no mercado de trabalho segundo algumas características. Para sua obtenção, estima-se uma equação de participação por meio de um modelo *probit*, na qual a variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo está ocupado e 0 caso esteja desocupado ou inativo, em função de características como escolaridade em anos de estudo, escolaridade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, chefe de família e filho. Os resultados do modelo *probit* são descritos na tabela 3.

Verifica-se, por meio do coeficiente de participação negativo daqueles que se declaram “filhos” no domicílio, uma relação natural de dependência que os tornam menos propensos a estar no mercado de trabalho. De forma contrária, para os chefes de família, a probabilidade de participação no mercado de trabalho é maior. Além disso, observa-se que quanto maior a experiência de trabalho, maior é a probabilidade do indivíduo participar do mercado de trabalho. O sinal negativo do termo quadrático da experiência indica que a probabilidade de participar no mercado de trabalho cresce a taxas decrescentes. Por sua vez, o efeito do termo linear da escolaridade indica que essa probabilidade diminui de acordo com os anos de estudo. No entanto, o termo quadrático indica que a probabilidade diminui a taxas crescentes.

TABELA 3
Equação de participação no mercado de trabalho brasileiro (2002-2009)

Estimadores	Coefficiente	Erro-padrão
Filho	-0,1035*	0,0208
Chefe	0,2405*	0,0103
Experiência	0,0429*	0,0019
Experiência ao quadrado	-0,0004*	0,0000
Anos de estudo	-0,0291*	0,0074
Anos de estudo ao quadrado	0,0050*	0,0005
Constante	0,3978*	0,0251
Número de observações	846.733	

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * $p < 0,01$.

** $p < 0,05$.

*** $p < 0,10$.

A partir dos coeficientes obtidos no modelo *probit* e do cálculo da variável *lambda*, esta é adicionada no primeiro passo da equação de salários. Dessa forma, na primeira etapa da estimação *log-linear* da curva de salário pelo método painel em dois passos de Card (1995) para toda a amostra de trabalhadores, o logaritmo do salário-hora real é utilizado como variável dependente em função de variáveis *dummies* que captam as características individuais, com a variável *lambda*, além de efeitos fixos de ano e estado, separados e interagidos. Os resultados estão sintetizados na tabela 4 e mostram, por exemplo, que no período analisado, em média, os homens recebem um salário 23,7% maior do que as mulheres, indivíduos brancos ganham 18,7% a mais do que os não brancos, e trabalhadores formais ganham 16,3% a mais do que os informais.¹⁰

TABELA 4
Curva de salário – primeiro passo (com correção do viés de seleção)

Estimadores	Coefficiente	Erro-padrão	Faixa etária	Coefficiente	Erro-padrão
Homem	0,2131*	0,0237	26 a 35 anos	-0,1029*	0,0180
Branco	0,1719*	0,0121	36 a 45 anos	-0,1509*	0,0257
Formal	0,1514*	0,0099	46 a 55 anos	-0,1489*	0,0238
Semiqualficado	0,3661*	0,0019	Acima de 55 anos	-0,1802*	0,0122
Qualificado	1,2606*	0,0321			
Setor secundário	0,3302*	0,0322			
Setor terciário	0,3232*	0,0195			
Outro setor	0,4434*	0,0278	Coefficiente de ajustamento R ²		0,3744
<i>Lambda</i>	3,8942*	0,0959	Teste F		-
Constante	-2,9866*	0,0929	Número de observações		626.460

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * p < 0,01.

** p < 0,05.

*** p < 0,10.

Obs.: A tabela omite os controles para efeitos fixos de ano e estado.

Já no segundo passo da estimação as taxas de desemprego estaduais são utilizadas em logaritmo como variáveis explicativas e, então, a curva de salário é dada pela regressão destas com os diferenciais salariais obtidos por meio das *dummies* interagidas no primeiro passo. Novamente são inseridos controles de efeitos fixos por meio das *dummies* de ano e estado. Os resultados estão na tabela 5, na qual são apresentadas as estimativas para três tipos de modelos. Nos dois primeiros é utilizado o método de Card (1995) com painel simples OLS e FGLS, conforme especificado na equação (5). O terceiro modelo é um painel dinâmico GMM-AB especificado na equação (9).

10. A diferença percentual do salário é dada pela seguinte expressão: $[\exp(\beta)-1] \times 100$, onde β representa os coeficientes das *dummies* utilizadas no modelo *log-linear*.

TABELA 5
Elasticidade da curva de salário para o Brasil – segundo passo (2002-2009)

Método	Painel simples (OLS)		Painel simples (FGLS)		Painel dinâmico (GMM-AB)	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Correção de Heckman						
Coefficiente da taxa de desemprego	-0,044 (0,035)	-0,041 (0,034)	-0,031** (0,014)	-0,029** (0,014)	-0,047*** (0,028)	-0,034 (0,029)
R ² ajustado	0,6626	0,6748	-	-	-	-
Teste de Wald	421,32	488,4	835,3	873,19	-	-
Teste F	-	-	-	-	260,81	386,02
Número de observações	208	208	208	208	156	156
Teste de Hansen: $\chi^2(14)$ (p-valor)	-	-	-	-	14,03	10,79
Teste AR(2): z (p-valor)	-	-	-	-	0,448	0,702
Número de instrumentos	-	-	-	-	-1,01	-1,07
					0,312	0,284
					22	22

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * p < 0,01.

** p < 0,05.

*** p < 0,10.

Obs.: 1. A tabela omite as constantes e os controles para efeitos fixos de tempo e região e, no modelo dinâmico, o coeficiente do salário defasado.

2. Entre parênteses, o desvio padrão. No modelo OLS, o desvio padrão é estimado por bootstrap (mil réplicas).

3. De acordo com os testes de Hansen e AR (2), não se pode rejeitar a validade dos instrumentos dos modelos GMM.

Conforme a tabela 5, o procedimento de correção de Heckman (1979) tem influência pequena sobre o grau de flexibilidade salarial e seu desvio padrão nas estimações em painel simples. Já as estimativas por OLS com correção da matriz de covariância por *bootstrap* se mostraram estatisticamente não significativas ao nível de 10%. Uma das potenciais causas deste resultado pode estar relacionada à eliminação de mais da metade da amostra da PNAD, composta por trabalhadores residentes em municípios não autorrepresentativos.

Por outro lado, as estimativas por FGLS se mostraram significativas a 5% e indicaram um grau de flexibilidade salarial ligeiramente inferior às estimativas por OLS. Os resultados do método FGLS devem ser analisados sob a ressalva de Freedman (1981) de que pode haver uma melhoria na precisão dos estimadores sob a penalidade de que as estimativas dos erros-padrão sejam mais otimistas.

Por sua vez, a utilização do painel dinâmico por GMM Arellano e Bond (1991) proporcionou estimativas próximas daquelas obtidas por painel simples, embora a estimação com correção de Heckman (1979) tenha sido estatisticamente não significativa. Apesar disso, todos os coeficientes demonstram consonância entre si e também com a teoria da curva de salário, isto é, apresentaram sinal negativo.

Em síntese, o coeficiente do logaritmo da taxa de desemprego variou em torno de $-0,03$ e $-0,04$, indicando que, em geral, um aumento de 10% na taxa de desemprego estaria acompanhado de uma redução média entre 0,3% e 0,4% no salário-hora real dos trabalhadores brasileiros no período 2002-2009. Este coeficiente da curva de salário para o Brasil indica um grau de flexibilidade menor em relação aos estudos para a década de 1980 e de 1990 de Garcia (2002) para quase todas as regiões (cerca de $-0,1$),¹¹ e Souza e Machado (2004) para as zonas urbanas (cerca de $-0,2$).¹²

Uma das explicações para um maior grau de flexibilidade salarial na década de 1980 e, principalmente, no início de 1990, identificada por Amadeo *et al.* (1994), foi a alta capacidade de absorção do setor informal, que estava em expansão. Para os autores, o crescimento acentuado da informalidade nesse período evitou a elevação da taxa de desemprego após fortes declínios no nível de atividade. Assim, a cada emprego perdido no setor formal era criado outro no setor informal, mas com salários mais baixos, o que refletiria maior flexibilidade salarial.

No final dos anos 1990 o emprego formal começa a retomar espaço e, além disso, outro fator pode ter contribuído para um menor grau de flexibilidade salarial. De acordo com Corseuil *et al.* (2002), a taxa de rotatividade do mercado de trabalho brasileiro se mostrou bastante elevada nesse período, apesar de heterogênea entre os setores, com base no Cadastro Central de Empresas (Cempre) do IBGE de 1996, 1997 e 1998.

E, posteriormente, conforme Chahad e Pozzo (2013), a taxa de rotatividade para o Brasil manteve a tendência de alta no período 2002-2011, com base em dados do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Segundo os autores, a combinação entre a elevação do emprego formal e a alta rotatividade tornou-se a principal causa do expressivo crescimento dos benefícios de seguro-desemprego pagos aos trabalhadores nesse período.

Dessa forma, é provável que os choques recebidos pelo mercado de trabalho, em vez de serem absorvidos no salário, estejam sendo absorvidos por um alto grau de flexibilidade alocativa refletido nos altos índices de rotatividade. Nesse caso, a fragilidade das relações trabalhistas pode estar estimulando a capacidade dos trabalhadores de se realocarem intersetorialmente sem grandes custos para eles.

Contudo, não se pode dizer o mesmo sobre os custos sociais, pois entre 2002 e 2011 ocorreu um aumento de cerca de 136,8% dos gastos reais com benefícios

11. Garcia (2002) descarta da amostra os estados do Acre, Roraima, Amapá e Tocantins, obtendo um coeficiente de $-0,09$ para o período 1980-1989 e de $-0,17$ para 1992-1999.

12. Os estudos citados utilizam a mesma base de dados, a PNAD e o método de Card (1995), semelhante ao primeiro modelo painel simples (OLS) da tabela 5. Contudo, não apresentam discussão sobre vies de seleção e nem sobre a eliminação de municípios não autorrepresentativos da amostra.

pagos aos trabalhadores, em comparação ao crescimento do estoque de segurados, que foi de apenas 60,7% no mesmo período, levando-se em consideração que isso vem ocorrendo em um contexto de baixo desemprego no Brasil em comparação a outros países (Chahad e Pozzo, 2013).

4.1 Resultados por segmento socioeconômico

Outro objetivo central deste estudo é verificar se a teoria da curva de salário se aplica aos trabalhadores segmentados por segmento socioeconômico no mercado de trabalho e se aqueles com maior educação e salários são menos ou mais flexíveis. Para isso, foram estimadas curvas de salário pelo método painel em dois passos de Card (1995) para cada segmento, utilizando a mesma taxa anual de desemprego desagregada por estado.

No segundo passo do modelo, optou-se pela utilização de um painel simples por OLS e FGLS com correção de Heckman (1979), buscando-se manter alguma base de comparação metodológica com estudos anteriores para o Brasil. Assim, as equações salariais por segmento seguem o mesmo procedimento da estimação agregada.¹³ Os resultados das regressões do primeiro passo são omitidos de modo a destacar a visualização das estimativas do segundo passo, apresentadas na tabela 6.

TABELA 6
Elasticidade da curva de salário por segmento – segundo passo (2002- 2009)

Método	Painel simples (OLS)			Painel simples (FGLS)		
	Coefficiente da taxa de desemprego	R ² ajustado	Teste de Wald	Coefficiente da taxa de desemprego	Teste de Wald	Número de observações
Alto	-0,084 (0,073)	0,453	182,69	-0,096** (0,043)	387,53	208
Médio-alto	-0,040 (0,049)	0,513	240,66	-0,020 (0,025)	424,06	208
Médio	0,004 (0,029)	0,476	286,28	0,007 (0,015)	553,02	208
Médio-baixo	-0,073*** (0,040)	0,588	313,01	-0,048** (0,020)	526,57	208
Baixo	-0,048 (0,047)	0,575	403,6	-0,046** (0,023)	866,22	208

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * p < 0,01.

** p < 0,05.

*** p < 0,10.

Obs.: 1. A tabela omite as constantes e os controles para efeitos fixos de tempo e região.

2. Entre parênteses, o desvio padrão. No modelo OLS, o desvio padrão é estimado por *bootstrap* (mil réplicas).

13. A única exceção é a retirada da *dummie* de qualificação para evitar problemas de endogeneidade.

De acordo com a teoria da curva de salário, o único segmento que não apresenta um resultado coerente é o “médio”, pois seu coeficiente de elasticidade é positivo e próximo de zero. Este segmento reúne grande parte das ocupações no comércio, serviços e postos qualificados na indústria, com altos índices de rotatividade. É justamente esta alta rotatividade um dos principais fatores que podem justificar o fato de que o ajuste sobre estes trabalhadores não esteja ocorrendo via salário.

Em termos estatísticos mais rigorosos, por sua vez, as estimativas por OLS mostram que o segmento “médio-baixo” é o único com significância garantida ao nível de 10%. Nele estão trabalhadores com baixa qualificação e que enfrentam o excesso de horas trabalhadas no setor de serviços, na construção civil e na indústria tradicional. A maior remuneração paga pelas horas extras e a volatilidade delas pode ajudar a explicar um elevado grau de flexibilidade neste segmento.

Em termos práticos, considerando que o foco são as previsões pontual e comparativa, observa-se tanto no modelo OLS como no FGLS que o segmento “alto” possui coeficientes superiores aos demais segmentos e ao Brasil como um todo. Este resultado vai de encontro àquele obtido por Barros e Mendonça (1997), de que trabalhadores com altos salários são mais flexíveis.

A explicação, no caso deste artigo, pode estar relacionada ao fato de que os trabalhadores em ocupações de maior *status* socioeconômico são mais beneficiados em períodos de maior crescimento da economia em que prevalecem choques positivos que incentivam a empresa a recompensá-los como forma de valorização e manutenção de seu capital humano, dado a escassez deste tipo de trabalhador. Esta explicação, porém, é apenas um lado do problema, uma vez que, pelo mesmo motivo, a expectativa inicial era de que seus salários fossem mais rígidos aos impactos de choques negativos que elevam a taxa de desemprego. Provavelmente isso não se refletiu no coeficiente de flexibilidade devido ao bom desempenho econômico e à estabilidade observada no período 2002-2009.

Enquanto isso, os trabalhadores no segmento “médio-baixo” e “baixo”, com menor nível de educação e salário, demonstram um grau de flexibilidade salarial igual ou superior àqueles estimados para o Brasil. Como visto anteriormente, tanto na literatura de salário-eficiência, quanto na de barganha salarial, choques econômicos negativos que elevam o desemprego representam uma ameaça ao trabalhador, principalmente os com menos qualificação. Dessa forma, o resultado esperado a princípio era de uma maior sensibilidade dos salários destes trabalhadores diante de mudanças na taxa de desemprego. Contudo, no período analisado, tais trabalhadores também não foram submetidos a grandes recessões ou taxas de desemprego persistentemente elevadas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou examinar o grau de flexibilidade dos trabalhadores brasileiros sob uma dimensão salarial utilizando a metodologia da curva de salário de Blanchflower e Oswald (1994a), com as correções sugeridas por Card (1995), aliado à segmentação socioeconômica do mercado de trabalho proposta por Jannuzzi (2000).

A curva de salário demonstrou que no segmento “alto”, que reúne as ocupações com os mais altos níveis educacionais e salariais, os coeficientes de flexibilidade são maiores em comparação aos outros segmentos. Este resultado está de acordo com aquele obtido por Barros e Mendonça (1997), de que trabalhadores com maiores salários são mais flexíveis. Contudo, essa relação não parece ser unidirecional ou linear, uma vez que o segmento “médio-baixo”, com baixo nível educacional e salarial, apresentou níveis de flexibilidade superiores em relação aos níveis encontrados para o Brasil como um todo.

A questão relevante neste trabalho parece ser o cenário em que foram feitas as estimações econométricas. No caso deste estudo, no período 2002-2009 a taxa de desemprego foi relativamente baixa e estável em comparação aos períodos anteriores. Portanto, os trabalhadores com alta e baixa qualificação não foram submetidos às mesmas conjunturas econômicas desfavoráveis de décadas anteriores, o que pode ter refletido em salários, respectivamente, mais e menos flexíveis do que se poderia esperar *a priori*. Neste sentido, abre-se uma agenda de trabalho para verificar se tem ocorrido, de fato, no mercado de trabalho brasileiro uma distinção relevante entre a magnitude da rigidez dos salários a movimentos de baixa e a movimentos de alta, para determinados segmentos.

Outra contribuição deste estudo, no campo metodológico, foi a tentativa de estimar curvas de salários com correções para problemas de endogeneidade e de vies de seleção. Os resultados para o Brasil mostraram que as estimativas corrigidas não se distanciaram das estimativas pelo método convencional. Dessa forma, as estimações agregadas para o mercado de trabalho brasileiro resultaram em um coeficiente de elasticidade de aproximadamente -0,04, indicando que, em média, um aumento de 10% na taxa de desemprego estaria acompanhado de uma redução de 0,4% no salário-hora real no período 2002-2009.

Esse coeficiente da curva de salário para o Brasil indica um grau de flexibilidade menor em relação aos estudos anteriores para as décadas de 1980 e 1990. E, ainda, o grau de flexibilidade salarial também é menor em comparação aos resultados da literatura internacional sintetizados por Blanchflower e Oswald (2005).

Diante dos altos índices de rotatividade observados na última década e considerando que a taxa de desemprego geral da economia não apresentou grandes flutuações, ocorre que, em vez de permanecer um tempo maior no desemprego, o trabalhador brasileiro tem encontrado mais facilmente outro emprego sem grandes perdas reais

no seu salário. Sendo assim, o mercado de trabalho brasileiro revela um maior grau de flexibilidade alocativa e um menor grau de flexibilidade salarial.

As consequências, em um contexto de baixo desemprego e aumento do grau de formalização das relações trabalhistas, podem ser observadas no crescimento elevado dos gastos reais com benefícios de seguro-desemprego pagos aos trabalhadores em comparação ao crescimento do estoque de segurados no mesmo período.

Por fim, com base no que foi exposto até aqui, acredita-se que seja fundamental em outra agenda futura de trabalho identificar quais são os fatores que induzem uma maior ou uma menor capacidade de ajuste dos diferentes segmentos do mercado de trabalho diante de choques econômicos, levando-se em consideração outras dimensões de flexibilidade, como a alocativa e a da jornada de trabalho.

O ajuste sobre a jornada de trabalho, por exemplo, foi alterado pela Lei nº 9.601, de janeiro de 1998, que criou o “banco de horas”, o qual permite a compensação de horas trabalhadas em um período maior que uma semana. Antes da lei, qualquer hora trabalhada além da jornada estabelecida na negociação, ou na lei de 44 horas semanais, seria paga como hora extra (Zylberstajn, 2003).

Na teoria, o banco de horas deveria tornar o ajuste sobre a jornada de trabalho mais flexível. Contudo, o estudo dessa e de outras mudanças no mercado de trabalho, em conjunto com a análise de seus efeitos sobre o grau de flexibilidade salarial, precisa vir acompanhado de uma nova análise empírica.

ABSTRACT

This paper aims to examine the degree of wage flexibility in the Brazilian labor market using data from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) for the period 2002 to 2009. The method used is the econometric model known as the Wage Curve, developed by Blanchflower and Oswald (1994a) and refined by Card (1995). For an indicator of flexibility disaggregated, it tests the significance of the wage curve for different segments of the labor market. The results show that this method is able to provide aggregated and disaggregated indicators of wage flexibility for different segments in the Brazilian labor market.

Keywords: wage flexibility; wage curve; segmentation.

REFERÊNCIAS

- AMADEO, E. *et al.* **A natureza e o funcionamento do mercado de trabalho brasileiro.** Rio de Janeiro: Ipea, 1994. (Texto para Discussão, n. 353).
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 452).

BLANCHARD, O.; KATZ, L. Wage dynamics: reconciling theory and evidence. **American Economic Review**, n. 89, p. 69-74, 1999.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. The wage curve. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 92, n. 2, p. 215-235, 1990.

_____. **The wage curve**. Cambridge: MIT Press, 1994a.

_____. Estimating a wage curve for Britain, 1973-1990. **Economic Journal**, n. 104, p. 1025-1043, 1994b.

_____. An introduction to the wage curve. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 3, p. 153-167, 1995.

_____. **The wage curve reloaded**. Cambridge: NBER, 2005. (Working Paper, n. 11338).

CARD, D. The wage curve: a review. **Journal of Economic Literature**, n. 33, p. 785-799, 1995.

CARD, D.; HYSLOP, D. **Does inflation “grease the wheels of the labor market”?** Cambridge: NBER, 1996. (Working Paper, n. 5538).

CARVALHO, A. E.; SILVA, D.; NERI, M. **Diferenciais de salários por raça e gênero: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas**. Rio de Janeiro: FGV/EPGE, 2006. (Working Paper, n. 638).

CHAHAD, J.; POZZO, R. **Mercado de trabalho no Brasil na primeira década do século XXI: evolução, mudanças e perspectivas – desemprego, salários e produtividade do trabalho**. São Paulo: Fipe, 2013. (Boletim de Economia).

CORSEUIL, C. *et al.* **Criação, destruição e realocação de emprego no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 855).

CORSEUIL, C.; Foguel, M. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).

DEATON, A. Panel data from time series of cross-sections. **Journal of Econometrics**, v. 30, n. 1-2, p. 109-127, 1985.

EFRON, B. Bootstrap methods: another look at the Jackknife. **The Annals of Statistics**, v. 7, n. 1, p. 1-26, 1979.

FREEDMAN, D. A. Bootstrapping regression models. **The Annals of Statistics**, v. 9, n. 6, p. 1218-1228, 1981.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.

GARCIA, L. **A curva de salário para o Brasil**: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD de 1981 a 1999. 2002. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, 2002.

HARRIS, J.; TODARO, M. Migration, unemployment and development: a two sector-analysis. **American Economic Review**, n. 60, p.126-142, 1970.

HECKMAN, J. Sample selections bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, 1979.

JANNUZZI, P. *Status* socioeconômico das ocupações brasileiras: índices aproximativos para 1980, 1991 e anos 90. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 16, n. 216, p. 47-74, 2000.

_____. Estratificação socio-ocupacional para estudos de mercado e pesquisa social no Brasil. **São Paulo em Perspectiva**, v. 17, n. 3-4, p. 247-254, 2003.

MODIGLIANI, F. Liquidity preference and the theory of interest and the money. **Econometrica**, n. 12, 1944.

NIJKAMP, P.; POOT, J. The last word on the wage curve? A meta-analytic assessment. **Journal of Economic Surveys**, 2005.

PHILLIPS, A. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, n. 25, p. 283-299, 1958.

SAMUELSON, P.; SOLOW, R. Analytical aspects of anti-inflation policy. **American Economic Review**, v. 50, n. 2, p. 177-194, 1960.

SANTOLIN, R.; ANTIGO, M. **Curvas de salários dinâmicas**: um estudo dos determinantes da histerese do desemprego no Brasil. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2009. (Texto para Discussão, n. 368).

SHAPIRO, C.; STIGLITZ, J. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. **American Economic Review**, v. 74, n. 3, p. 433-444, 1984.

SOUZA, A.; MACHADO, I. Curva de rendimentos: uma análise no mercado de trabalho urbano e rural no Brasil (1981/1999). **Revista Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 1, p. 35-54, 2004.

ZYLBERSTAJN, H. **Banco de horas**: da justificativa teórica à utilização prática no Brasil. São Paulo: Fipe, 2003.

(Originais submetidos em maio de 2013. Última versão recebida em dezembro de 2014.
Aprovada em janeiro de 2015.)

CRESCIMENTO PRÓ-POBRE? UMA ANÁLISE PARA OS MEIOS URBANO E RURAL NO BRASIL¹

Lilian Lopes Ribeiro²

Jair Andrade Araujo³

Débora Gaspar Feitosa⁴

Este artigo busca analisar se o crescimento econômico no Brasil tem sido pró-pobre em suas áreas urbanas e rurais. Nesse sentido, com base nos dados dos censos demográficos dos anos de 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foram construídas as curvas de crescimento-pobreza, propostas por Son (2004). Um dos resultados da pesquisa apontou que apenas o Centro-Sul do país tem tido um padrão de crescimento que beneficia os mais pobres. Em nível estadual, percebeu-se que somente dez Unidades da Federação (UFs) apresentaram crescimento em favor dos menos favorecidos sendo que, para quatro delas, o crescimento é do tipo *trickle-down*, ou seja, apesar de contribuir para reduzir a pobreza, a renda dos ricos cresceu em uma proporção maior que a renda dos pobres. A desagregação da amostra permitiu observar, também, o quão baixo é o desempenho do crescimento econômico em reduzir a pobreza, com diminuição da desigualdade nas áreas rurais do país.

Palavras-chave: crescimento pró-pobre; pobreza; desigualdade.

JEL: I32.

1 INTRODUÇÃO

O crescimento econômico, ao proporcionar melhorias na qualidade de vida da população por meio da ampliação de recursos em uma determinada sociedade, é entendido como desenvolvimento humano. Dessa forma, é importante não somente analisar o quanto a economia cresceu, mas como foi este crescimento e qual seus efeitos sobre a pobreza.

A pobreza é um tema que tem ganhado espaço nas ciências sociais. Associada à questão do desenvolvimento, o seu estudo avançou em direção a uma visão multidimensional que considera vários indicadores, tais como tempo, saúde e educação, ao definir esse problema da sociedade. Como exemplo tem-se os trabalhos de Ribeiro e Marinho (2012), Diniz e Diniz (2009), Barros, Carvalho e Franco (2006) e Lopes, Macedo e Machado (2003).

O estudo da relação entre crescimento e pobreza surgiu de evidências empíricas de que nem sempre o crescimento resulta em uma melhoria nos indicadores de pobreza.

1. Este trabalho contou com o apoio financeiro da Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (FUNCAP) em parceria com o Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento (CNPq).

2. Doutora em Economia e pesquisadora da Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (FUNCAP), do Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento (CNPq) e do Laboratório de Estudos Regionais da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* <liadiniz-21@hotmail.com>.

3. Doutor em Economia e professor do Curso de Mestrado em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (Maer/UFC). *E-mail:* <jairandrade@ufc.br>.

4. Doutora em Economia e professora de Economia e Finanças da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* <deboragaspar@outlook.com>.

Ao contrário, estudos, a exemplo de Santos-Paulino (2012), Harrison (2006), Nissanke e Thorbecke (2006) mostram que o crescimento de alguns países em desenvolvimento vem acompanhado de uma piora nos níveis de pobreza e bem-estar.

Dados do Banco Mundial (2013) apresentam o Brasil como a sétima maior economia do mundo – ficando à frente de países europeus como Itália e Espanha. Apesar disso, entre os anos de 2000 e 2010 o país acumulou um crescimento econômico de apenas 4,5% sendo que, para o mesmo período, houve uma queda na pobreza em 16,6%. Apesar da tendência de queda na pobreza, o Brasil continua entre os países latino-americanos com os piores indicadores de pobreza e de desigualdade de renda, ficando atrás de nações como Peru e Venezuela.

No Brasil vários estudos se propuseram a investigar os efeitos do crescimento econômico sobre a pobreza. São trabalhos que apresentam diferentes níveis de agregação e distintas metodologias. Entre estes é oportuno citar os mais atuais, tais como Matias e Salvato (2012), Taques e Rocha (2011), Pinto e De Oliveira (2010), Salvato (2009), Manso, Pereira e Barreto (2008) e Barreto (2005). Vale ressaltar que algumas dessas pesquisas foram realizadas especificamente em certas regiões do país (Gonçalves e Silveira Neto, 2010; Silveira Neto, 2005).

No entanto, os estudos que contemplam o crescimento pró-pobre são, sobretudo, de amostras pouco recentes e que não permitem avaliar este crescimento desagregado em áreas rurais e urbanas, já que o desempenho do crescimento econômico na redução da pobreza de cada região ou estado pode apresentar distintos resultados para áreas rurais e urbanas.

Diante dessas assertivas, o objetivo deste artigo é verificar se o crescimento econômico do Brasil nas áreas rurais e urbanas das regiões e estados do país tem sido pró-pobre. Em outras palavras, se a renda dos pobres destas áreas apresenta elevação quando comparada à verificada pela renda dos não pobres. Busca-se, ainda, analisar se aquela modalidade de crescimento, em que a renda dos mais ricos aumenta em uma proporção maior que a dos mais pobres, tem sido empobrecedora.

Para atender a esse propósito serão construídas, para os anos de 2000 e 2010, as curvas de crescimento-pobreza, propostas por Son (2004). A escolha desta metodologia justifica-se pelo fato de ela ponderar o crescimento econômico acompanhado por uma redução na desigualdade de renda, uma vez que se baseia na curva de Lorenz. Esse atributo da metodologia de Son (2004) implica em resultados mais conclusivos sobre a qualidade do crescimento econômico.

Dos resultados obtidos, comprovou-se que apenas as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste experimentam um padrão de crescimento redutor de pobreza e de desigualdade de renda. Em nível estadual, somente dez UFs apresentam crescimento pró-pobre (Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Rondônia, Santa Catarina e São Paulo). Por outro lado, não foi verificado este tipo de crescimento em quatro estados (Acre, Amapá,

Amazônia e Roraima), assim como tal crescimento foi inconclusivo para os demais. Ao desagregar a amostra em áreas urbanas e rurais, observou-se que o crescimento é em favor dos pobres para a área urbana de todas as regiões e UFs e não pró-pobre para a área rural do Acre, Amazônia, Distrito Federal e Roraima. Não houve evidência de crescimento empobrecedor para o período.

Este artigo está distribuído em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 traz uma revisão bibliográfica acerca do crescimento pró-pobre. A seção 3 apresenta a metodologia da curva de crescimento-pobreza. A seção 4 mostra os resultados das estimativas para o Brasil, para as regiões brasileiras e para as UFs, além da discussão dos resultados obtidos. Por fim, a seção 5 é dedicada às considerações finais deste estudo.

2 CRESCIMENTO PRÓ-POBRE: METODOLOGIAS E OBSERVAÇÕES EMPÍRICAS

Segundo Kakwani, Khandker e Son (2004), a discussão embrionária sobre crescimento pró-pobre teve início no “modelo de redistribuição com crescimento” de Chenery *et al.* (1974), que produziram vastos estudos sobre o tema nos últimos anos. Há várias abordagens que definem e mensuram o crescimento pró-pobre com utilização de vários critérios. Entre estas definições pode-se citar basicamente aquela utilizada por Kakwani e Pernia (2000) e a definição absoluta de Ravallion e Chen (2003).

Para Kakwani e Pernia (2000), o crescimento só será pró-pobre se a renda dos pobres apresentar elevação superior ao verificado pela renda dos não pobres, o que permitiria uma redução na desigualdade. Em outros termos, o crescimento pró-pobre ocorre quando se observa uma queda na pobreza maior que aquela que se teria se todas as rendas tivessem aumentado de acordo com a mesma taxa.

Na definição absoluta de Ravallion e Chen (2003), o crescimento pró-pobre ocorre quando a renda dos pobres aumenta de acordo com o crescimento desta renda. Tal definição sugere que ocorre este tipo de crescimento se houver uma redução da pobreza, independentemente do que ocorrer na distribuição de renda. Portanto, eventuais mudanças na distribuição de renda não são consideradas.

Kakwani e Pernia (2000) utilizam como metodologia a decomposição proporcional. Neste caso, o índice de crescimento pró-pobre é dado pela razão da elasticidade renda-pobreza e da elasticidade crescimento-desigualdade.⁵ Deste modo, se o resultado obtido for maior que 1, observa-se um crescimento pró-pobre; caso situe-se entre 0 e 1, o crescimento foi não pró-pobre; e, se for negativo, o crescimento foi empobrecedor. Vale ressaltar que Son (2004), partindo da definição de Kakwani e Pernia (2000), propôs a “curva de crescimento-pobreza”,⁶ que tem como objetivo identificar se o crescimento econômico é ou não pró-pobre.

5. A elasticidade é definida como a variação percentual de uma variável dada uma variação percentual de outra variável (Varian, 2006). Kakwani e Pernia (2000) mensuraram a variação da pobreza dada uma variação na renda *per capita* da Tailândia e da Coreia.

6. Na seção 3 deste artigo é apresentada a metodologia da curva de crescimento-pobreza.

Em outra direção, Ravallion e Chen (2003) mensuraram o crescimento pró-pobre por meio da “curva de incidência do crescimento”. Em síntese, o método parte do cálculo das taxas de crescimento das rendas de cada percentil da população em dois distintos instantes de tempo, detectando o crescimento pró-pobre no sentido absoluto (ou seja, a queda na pobreza é condição suficiente para que ocorra crescimento pró-pobre). Trabalhos como o de Kraay (2004) admitem essa direção. Nessa abordagem, Ravallion e Chen (2003) satisfazem o axioma da monotonicidade, porém não atendem ao axioma da transferência⁷ descrito em Sen (1976).

Nesse caso, têm-se claramente distintas concepções e metodologias de crescimento pró-pobre. Contudo, em algumas pesquisas o uso das diferentes metodologias no Brasil tem convergido para os mesmos resultados.

Salvato (2009), ao utilizar a “curva de incidência do crescimento” para as mesorregiões e microrregiões brasileiras nos anos 1990 constatou que, de um total de 136 mesorregiões, apenas dez apresentavam crescimento pró-pobre. Ao utilizar a “curva de crescimento-pobreza” para o mesmo intervalo de tempo, Resende, Da Mata e Carvalho (2007) também observaram que as capitais brasileiras apresentam preponderantemente resultados de crescimento não pró-pobres ou empobrecedores.

Por outro lado, Tochetto *et al.* (2004), ao analisar as UFs do Brasil para o período 1995-2007 por meio da “curva de crescimento-pobreza”, e Pinto e De Oliveira (2010) por meio da “curva de incidência do crescimento nos anos de 1980 e 1990”, observaram que a maioria das curvas estimadas apresentaram crescimento pró-pobre.

É oportuno citar também o trabalho de Hoffman e Kageyama (2006) que, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período 1992-2004, relacionaram a curva de crescimento-pobreza de Son (2004) a aspectos relativos ao bem-estar como forma de analisar a pobreza brasileira em uma perspectiva multidimensional. Os resultados dessa pesquisa mostraram que houve crescimento pró-pobre tanto nas áreas urbanas quanto nas áreas rurais do Brasil como um todo.

2.1 Crescimento econômico, desigualdade e pobreza nos estados brasileiros entre 2000 e 2010

Com o intuito de analisar se o crescimento econômico tem sido pró-pobre nas regiões e nos estados do Brasil, propósito deste artigo, torna-se pertinente um

7. O axioma da monotonicidade fraca exige que as medidas de intensidade/severidade aumentem quando a renda de qualquer um dos pobres diminui. Isso significa que a perda da renda gera um impacto negativo, aumentando a pobreza, mesmo que a desigualdade de renda entre os pobres diminua. Já o axioma da transferência exige que a pobreza vivida em um determinado ano não possa ser compensada pela abundância ou pela opulência de outro ano, sendo a pobreza um evento marcante na vida de uma pessoa (Oliveira, 2010).

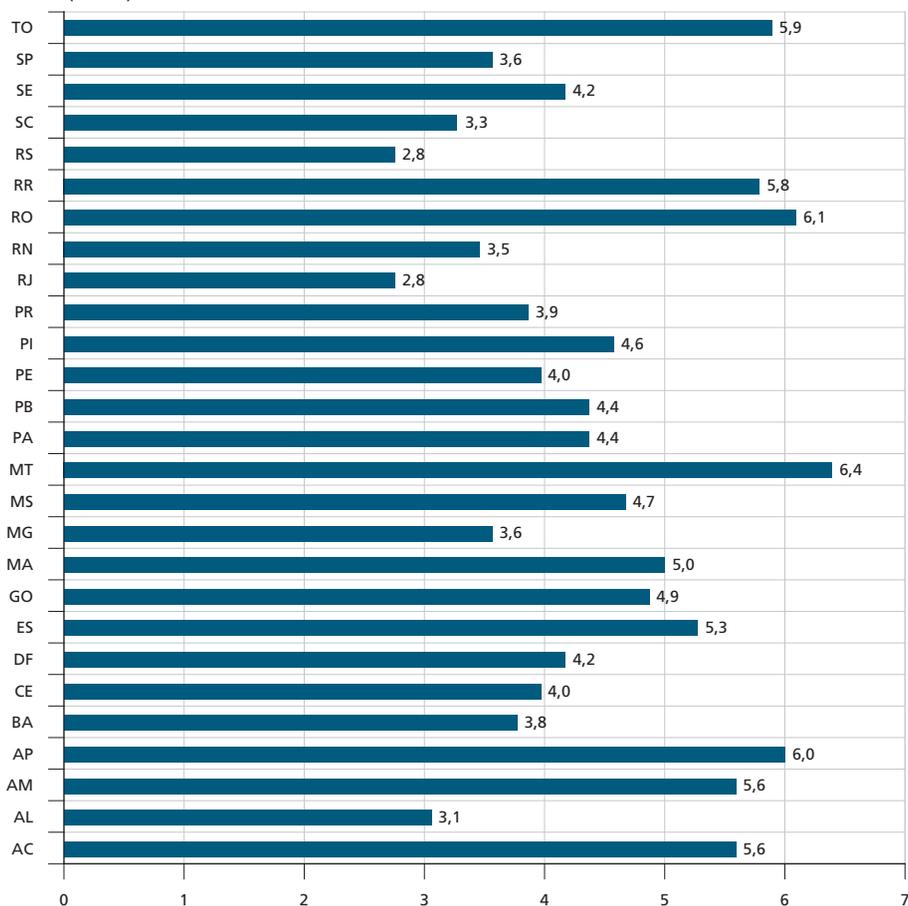
conhecimento prévio e sucinto acerca da evolução do crescimento econômico, da desigualdade de renda e da pobreza nos estados brasileiros durante o último decênio.

Iniciando a análise pela evolução do produto interno bruto (PIB), o gráfico 1 representa o crescimento médio do PIB dos estados brasileiros. Pode-se verificar que o estado com maior crescimento médio do PIB entre 2000 e 2010 foi o Mato Grosso (6,4%). O crescimento expressivo deste estado é seguramente explicado pela expansão do agronegócio, sobretudo nos municípios de Sorriso, Lucas do Rio Verde e Sinop (Campos, 2009). Em seguida vêm os estados de Rondônia, Amapá e Tocantins, com crescimento médio do PIB de 6,1%, 6,0% e 5,9%, respectivamente.

GRÁFICO 1

Crescimento médio do PIB das UFs do Brasil (2000-2010)

(Em %)



Fonte: Ipea (2013a).

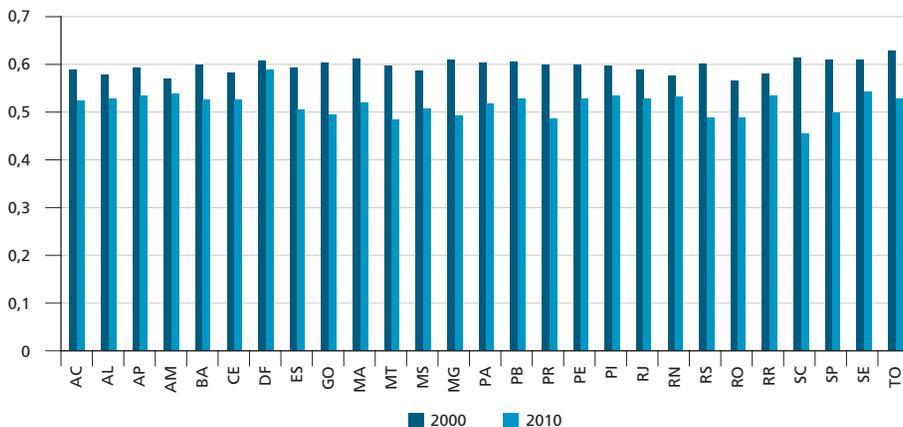
Elaboração dos autores.

Em outra direção têm-se os estados com menor crescimento médio do PIB: Rio Grande do Sul (2,8%), Rio de Janeiro (2,8%), Alagoas (3,1%) e Santa Catarina (3,3%). Estados como São Paulo, Minas Gerais, Bahia e Paraná tiveram, para o período, um crescimento médio do PIB abaixo do crescimento médio do Brasil, que foi de 4,5%.

Em relação à desigualdade de renda, o gráfico 2 apresenta o índice de Gini para os anos de 2000 e 2010. Por meio da análise deste verifica-se que houve uma queda na desigualdade de renda em todas as UFs. Alguns estados como Santa Catarina, Minas Gerais e Paraná, porém, apresentaram uma redução da desigualdade em maior intensidade que outros (Amazonas e Distrito Federal).

Em 2000 dois estados da região Norte apresentavam o melhor e o pior nível de desigualdade de renda. Rondônia foi o estado com menor desigualdade (0,57), ao passo que Tocantins teve o maior nível de desigualdade (0,63). Já para o ano de 2010, o melhor e o pior nível de desigualdade foram representados por Santa Catarina (0,45) e Distrito Federal (0,59), respectivamente.

GRÁFICO 2
Índice de Gini das UFs do Brasil (2000 e 2010)



Fonte: Censos de 2000 e 2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

No que tange à pobreza, esta também apresentou uma trajetória de queda em todos os estados brasileiros, com exceção do Amapá que, apesar de ser o sétimo estado que mais cresceu no período analisado, apresentou um aumento na taxa de pobreza na ordem de 33%. Por outro lado, Santa Catarina obteve a maior queda na taxa de pobreza, em torno de 59%. Já os estados das regiões Norte e Nordeste, além de apresentarem historicamente as maiores proporções de pobres, são também os que menos reduziram suas taxas de pobreza, conforme pode-se observar no mapa 1.

MAPA 1

Queda da taxa de pobreza dos estados brasileiros (2001-2010)

(Em %)



Fonte: Ipea (2013b).

Elaboração dos autores.

Obs.: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Os resultados obtidos nesta subsecção corroboram a assertiva de Bourguignon (2002), segundo a qual quanto mais desigual se mostra a região, menos eficaz é o crescimento econômico na redução da pobreza. Como pôde-se verificar, esse é o caso de Alagoas, por exemplo. Além de estar entre os estados com maior grau de desigualdade de renda, é também aquele com maior proporção de pobres, algo que evidencia baixa eficiência do crescimento econômico na redução da taxa de pobreza.

Assim, os dados revelam que, embora tenha ocorrido uma melhoria nos indicadores de desigualdade e de pobreza para a maioria dos estados brasileiros, diminuir as históricas desigualdades regionais requer um crescimento econômico mais intenso, sobretudo nas regiões Norte e Nordeste, combinado com políticas públicas capazes de internalizar os efeitos positivos deste crescimento para a sociedade como um todo.

3 METODOLOGIA DA CURVA DE CRESCIMENTO-POBREZA

A curva de crescimento-pobreza (*poverty growth curve* – PGC, em inglês) de Son (2004) utiliza o conceito relativo de crescimento “pró-pobre” de Kakwani e Pernia (2000)

e é baseada na curva de Lorenz de forma generalizada. Tem como origem o teorema de Atkinson (1987),⁸ que associa mudanças na curva de Lorenz generalizada à variação de um índice de pobreza. Se a curva de Lorenz for representada por uma reta positivamente inclinada, a região em análise apresenta perfeita igualdade de renda. Por outro lado, se a curva se desloca para a esquerda (direita), tem-se redução (aumento) de pobreza e o crescimento é classificado como pró-pobre (não pró-pobre).

A descrição da metodologia de Son (2004) é dada a partir da equação (1).

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^x yf(y)dy \quad (1)$$

Em que:

$$p = \int_0^x f(y)dy \quad (2)$$

Assim sendo, $L(p)$ é a curva de Lorenz que descreve a participação na renda da população situada entre os $p\%$. A média da renda da população é dada por μ e a renda pessoal assume o valor y com probabilidade da função densidade $f(y)$. Deste modo, $\mu L(p)$ representa a curva de Lorenz generalizada.

Mudanças na curva de Lorenz indicam que a desigualdade modifica-se com o crescimento econômico. Logo, se a curva de Lorenz aproxima-se da curva de perfeita igualdade, ou seja, se esta curva desloca-se para a esquerda (cima), o crescimento é pró-pobre $\Delta L(p) \geq 0$ para todo p . Isso ocorre quando a nova distribuição é dominante sobre a distribuição anterior tendo, assim, a dominância de segunda ordem, ou a chamada “curva de segunda ordem dominante”.

A equação (3) é extraída da curva de Lorenz.

$$L(p) = \frac{\mu_p p}{\mu} \quad (3)$$

que mostra a participação na renda dos $p\%$ mais pobres, quando os indivíduos são ordenados em ordem crescente de renda, em que μ_p é a renda média de $p = 10, 20, \dots, 100$ da população. Efetuando-se o logaritmo de ambos os lados da equação (3), obtém-se:

$$\ln(\mu_p) = \ln(\mu L(p)) - \ln(p) \quad (4)$$

8. Ver Atkinson (1987).

Ao aplicar a primeira diferença na equação (4), ter-se-á:

$$g(p) = \Delta \ln(\mu L(p)) \quad (5)$$

e

$$g(p) = \Delta \ln(\mu_p) \quad (5.1)$$

podendo ser reescrita da seguinte forma:

$$g(p) = g + \Delta \ln(L(p)), \text{ sendo } g = \Delta \ln(\mu) \quad (6)$$

em que g representa a taxa de crescimento da renda média da sociedade e $g(p)$, por sua vez, mede a taxa de crescimento da renda média até o decil p .

A partir dessa metodologia, o crescimento econômico poderá resultar em quatro possíveis cenários para a pobreza.

- 1) Pró-pobre $g(p) > g$ para todo $p > 100$: cenário em que há uma redução da pobreza entre os períodos, pois a curva de Lorenz, como um todo, se desloca para a esquerda ($L(p) > 0$ para todo p).
- 2) Não pró-pobre (ou pró-rico) $0 < g(p) < g$ para todo $p < 100$: o crescimento econômico induziu a uma queda na pobreza, porém com um aumento da concentração de renda ($L(p) < 0$ para todo p). Esse é o caso do crescimento *trickle-down*, ou seja, apesar de contribuir para reduzir a pobreza, a renda dos ricos cresce em uma proporção maior que a renda dos pobres.
- 3) Empobrecedor: se $g(p) < g$ para todo $p > 100$ e se $g > 0$ (ou $g(p) < 0$ para todo $p < 100$ e $g > 0$), então há um crescimento empobrecedor, pois o crescimento econômico positivo aumenta a pobreza devido à queda na renda dos p mais pobres ($g(p) < 0$), apesar do crescimento da renda média ($g > 0$).
- 4) Inconclusivo: casos omissos.

4 EVIDÊNCIAS PRODUZIDAS

Para calcular as curvas de crescimento-pobreza utilizou-se a variável renda domiciliar *per capita* (RDPC) dos censos de 2000 e 2010 do IBGE.⁹ Os resultados da pesquisa foram extraídos de um total de 19.136.251 e 23.523.714 observações realizadas nos anos de 2000 e 2010, respectivamente. Com o intuito de colaborar para uma análise comparativa inter e intrarregional, foram estimadas as curvas de

9. Para o ano de 2000 calculou-se a RDPC a partir da variável "rendimento mensal domiciliar".

crescimento-pobreza para as áreas rurais e urbanas dos 26 estados da Federação, além do Distrito Federal, para as cinco regiões brasileiras e para o Brasil, como um todo, totalizando 99 estimativas.

4.1 Evidências para o Brasil

A tabela 1 apresenta a estimativa da curva de crescimento-pobreza para o Brasil desagregado em áreas urbana e rural. As quatro primeiras colunas dessa tabela mostram a taxa de crescimento da renda média da população até o percentil p , denominado $g(p)$. Perceba que na primeira coluna da referida tabela estão os valores estimados da taxa de crescimento da renda média até os 20% mais pobres da população. A segunda coluna apresenta a taxa de crescimento da renda média destes 20% com renda mais baixa, acrescidos dos 20% seguintes, e assim por diante. Ressalte-se que a penúltima coluna equivale à taxa de crescimento da renda média da totalidade da população,¹⁰ neste caso, $g(p) = g$.

Conforme relata Son (2004) em sua metodologia, se a taxa de crescimento da renda média para todos os percentis da população for maior que a taxa de crescimento da renda média da totalidade da população, ter-se-á crescimento pró-pobre, pois a curva de Lorenz com um todo se aproximou da reta de perfeita igualdade, o que significa um crescimento econômico com redução da pobreza concomitante a uma queda na desigualdade.

Como se pode observar pela tabela 1, a taxa de crescimento da renda média de todos os percentis da população brasileira é maior que a taxa de crescimento da renda média da totalidade da população do país. Em outros termos, $g(p) > g$, o que evidencia, portanto, a ocorrência de crescimento pró-pobre para o Brasil como um todo.

TABELA 1
Estimativa da curva de crescimento-pobreza por área no Brasil (2000-2010)
(Em %)

Área	20%	40%	60%	80%	100%	g	Situação
Geral	4,11	4,18	4,24	4,17	4,08	4,08	Pró-pobre
Urbana	4,27	4,26	4,24	4,16	4,08	4,08	Pró-pobre
Rural	3,50	3,94	4,05	4,20	4,05	4,05	Pró-pobre

Fonte: Censos de 2000 e 2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

Assim sendo, ao analisar a qualidade do crescimento econômico do Brasil entre 2000 e 2010 sem fazer uma análise intranacional, ou seja, sem desagregar as milhares de observações coletadas em nível regional e estadual, tem-se para o país

10. Essa assertiva é válida para as tabelas de 1 a 4, apresentadas nesta seção.

um modelo de crescimento econômico capaz de reduzir a pobreza e a concentração de renda. Entretanto, ao estimar a curva de crescimento-pobreza em nível regional e estadual, obtêm-se distintos resultados. É o que demonstram as próximas subseções.

4.2 Evidências para as regiões brasileiras

A tabela 2 mostra a estimativa da curva de crescimento-pobreza para as cinco regiões do país. Por meio desta tabela, nota-se que o crescimento econômico das regiões do Centro-Sul do Brasil reduz a pobreza e diminui a concentração de renda, entretanto, isso não é constatado em relação aos estados das regiões Norte e Nordeste. Para estas duas regiões, embora os resultados se apresentem inconclusivos, percebe-se que os 20% e os 40% mais pobres obtêm um crescimento médio da renda inferior ao crescimento médio da renda da totalidade da população, o que sugere um crescimento acompanhado de concentração de renda.

TABELA 2
Estimativa da curva de crescimento-pobreza para as regiões brasileiras e por área (2000-2010)
(Em %)

Geral							
Regiões	20%	40%	60%	80%	100%	<i>g</i>	Situação
Centro-Oeste	4,58	4,61	4,58	4,50	4,20	4,20	Pró-pobre
Nordeste	3,54	4,03	4,13	4,16	4,06	4,06	Inconclusiva
Norte	4,19	4,34	4,45	4,43	4,35	4,35	Inconclusiva
Sudeste	4,08	4,09	4,07	4,01	3,97	3,97	Pró-pobre
Sul	4,42	4,50	4,47	4,40	4,26	4,26	Pró-pobre
Área urbana							
Centro-Oeste	4,69	4,69	4,62	4,52	4,22	4,22	Pró-pobre
Nordeste	3,95	4,21	4,23	4,22	4,09	4,09	Inconclusiva
Norte	3,95	4,06	4,06	4,07	4,03	4,03	Inconclusiva
Sudeste	4,15	4,11	4,06	4,02	3,98	3,98	Pró-pobre
Sul	4,55	4,56	4,49	4,40	4,27	4,27	Pró-pobre
Área rural							
Centro-Oeste	4,35	4,43	4,53	4,48	4,22	4,22	Pró-pobre
Nordeste	3,39	3,68	3,86	3,95	3,88	3,88	Inconclusiva
Norte	3,04	3,50	3,66	3,75	3,73	3,73	Inconclusiva
Sudeste	3,93	4,02	4,06	4,11	4,00	4,00	Inconclusiva
Sul	4,26	4,32	4,36	4,30	4,19	4,19	Pró-pobre

Fonte: Censos de 2000 e 2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

De acordo com a tabela 2, ao separar a área urbana da rural, obtém-se o mesmo resultado observado antes da desagregação da amostra, ou seja, uma evidência de crescimento pró-pobre para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (com exceção da área rural da região Sudeste, na qual o resultado é inconclusivo), e inconclusivo para as demais regiões.

Os resultados apresentados nesta subseção são semelhantes aos encontrados por Matias e Salvato (2012) e Taques e Rocha (2011) que, ao aplicarem a mesma metodologia utilizada nesta pesquisa, porém com a utilização de dados bianuais das PNADs entre 1995 e 2009, verificaram predominantemente um crescimento pró-pobre para as regiões Sul e Sudeste.

Entretanto, em relação à região Centro-Oeste há uma divergência entre os resultados de Matias e Salvato (2012) com os desta pesquisa. Apesar desses autores não terem obtido evidências de crescimento pró-pobre para essa região, a tabela 2 revela que o crescimento foi em favor dos pobres, não somente para a região como um todo, mas também para suas áreas urbana e rural.¹¹

Em relação às regiões que tiveram seus resultados classificados como inconclusivos, é possível observar em algumas delas certo viés para um resultado pró-pobre ou não pró-pobre. Pode-se citar como exemplo a área rural do Sudeste, embora esta área tenha apresentado um resultado inconclusivo. A tabela 2 mostra que a taxa de crescimento da renda média de quase todos os percentis da população dessa região é maior que a taxa de crescimento da renda média da totalidade da população, com exceção apenas dos 20% com renda mais baixa, em que se tem $3,93 < 4,00$. Nesse sentido, não seria incorreto afirmar que os resultados dessa região são inconclusivos, porém com viés pró-pobre.

4.3 Evidências para os estados da Federação

Com o intuito de identificar com mais detalhes os distintos efeitos do crescimento econômico na pobreza e na desigualdade de renda é necessária uma desagregação maior nas observações. Nesse diapasão, as tabelas 3, 4 e 5 mostram as estimativas para a curva de crescimento-pobreza para os estados brasileiros, além do Distrito Federal.

A tabela 3 apresenta os resultados das estimativas sem a separação entre áreas urbanas e rurais. De acordo com seus dados, apenas dez (ou 37%) das 27 UFs apresentam crescimento pró-pobre. As exceções são os estados do Rio de Janeiro e Distrito Federal, que tiveram resultados inconclusivos. Para todos os outros estados que integram o Centro-Sul do país tem-se crescimento pró-pobre, evidência já constatada na tabela 2. Por outro lado, na região Norte, apenas Rondônia apresenta

11. Taques e Rocha (2011) também encontraram maior incidência de crescimento pró-pobre para os estados do Centro-Oeste como um todo.

crescimento em favor dos pobres. Para os estados do Acre, Amapá, Amazônia e Roraima o crescimento é *trickle-down* (não pró-pobre), e nada se pode concluir para os estados do Pará e Tocantins. Note que nenhum estado da região Nordeste apresenta crescimento pró-pobre.

TABELA 3
Estimativa da curva de crescimento-pobreza para as UFs (2000-2010)

Estados	20%	40%	60%	80%	100%	<i>g</i>	Situação
Acre	3,72	3,93	4,05	4,10	4,14	4,14	Não pró-pobre
Alagoas	3,55	3,95	4,03	4,08	4,01	4,01	Inconclusiva
Amapá	3,71	3,85	3,90	3,91	3,96	3,96	Não pró-pobre
Amazônia	3,38	3,66	3,77	3,80	3,88	3,88	Não pró-pobre
Bahia	3,60	4,06	4,14	4,24	4,10	4,10	Inconclusiva
Ceará	3,58	4,03	4,12	4,14	4,01	4,01	Inconclusiva
Distrito Federal	4,33	4,29	4,25	4,23	4,30	4,30	Inconclusiva
Espirito Santo	4,32	4,36	4,36	4,32	4,28	4,28	Pró-pobre
Goiás	4,44	4,45	4,46	4,38	4,20	4,20	Pró-pobre
Maranhão	3,62	3,96	4,03	4,15	4,08	4,08	Inconclusiva
Mato Grosso	4,25	4,28	4,34	4,24	4,05	4,05	Pró-pobre
Mato Grosso do Sul	4,30	4,33	4,39	4,31	4,17	4,17	Pró-pobre
Minas Gerais	4,17	4,19	4,18	4,14	4,04	4,04	Pró-pobre
Pará	3,60	3,81	3,89	3,91	3,87	3,87	Inconclusiva
Paraíba	4,15	4,09	4,17	4,21	4,12	4,12	Inconclusiva
Paraná	4,43	4,44	4,40	4,34	4,19	4,19	Pró-pobre
Pernambuco	3,72	4,05	4,12	4,18	4,02	4,02	Inconclusiva
Piauí	3,71	4,01	4,09	4,19	4,08	4,08	Inconclusiva
Rio de Janeiro	4,22	4,21	4,18	4,13	4,18	4,18	Inconclusiva
Rio Grande do Norte	3,71	4,06	4,13	4,21	4,07	4,07	Inconclusiva
Rio Grande do Sul	4,38	4,46	4,40	4,36	4,25	4,25	Pró-pobre
Rondônia	4,18	4,24	4,26	4,24	4,16	4,16	Pró-pobre
Roraima	3,41	3,70	3,83	3,86	3,98	3,98	Não pró-pobre
Santa Catarina	4,50	4,54	4,45	4,41	4,29	4,29	Pró-pobre
São Paulo	4,15	4,12	4,08	4,03	4,01	4,01	Pró-pobre
Sergipe	3,77	4,16	4,18	4,20	4,09	4,09	Inconclusiva
Tocantins	3,87	4,18	4,25	4,27	4,21	4,21	Inconclusiva

Fonte: Censos de 2000 e 2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

Ao comparar a taxa de crescimento do PIB dos estados brasileiros, apresentada na tabela 1, com os resultados da tabela 3 constata-se que altas taxas de crescimento do PIB não resultam necessariamente em crescimento pró-pobre. Exemplo disso é o Amapá que, embora tenha sido o terceiro estado do país com maior crescimento do PIB para o período, está também entre os quatro estados nortistas em que o crescimento não favoreceu os pobres. Por outro lado, o Rio Grande do Sul, estado com o menor crescimento médio do PIB entre 2000 e 2001, apresentou um crescimento em favor dos pobres. Essa relevante constatação reforça a assertiva de

que talvez mais importante que crescer é saber como crescer, ou seja, qual modelo de crescimento explorar.

Silveira Neto (2005) e Resende, Da Mata e Carvalho (2007), ao estimarem as curvas de crescimento-pobreza para os estados do Nordeste, observaram resultados semelhantes aos encontrados nesta pesquisa entre os anos de 1990 e 2000. Esses autores também não encontraram ocorrência de crescimento pró-pobre em nenhum estado nordestino brasileiro para aquele período. Assim sendo, pelas estimações deste artigo nota-se uma tendência à reprodução de um modelo de crescimento econômico concentrador de renda para o nordeste brasileiro.

Quando se calcula a curva de crescimento-pobreza estritamente para a área urbana, os resultados apontam que o crescimento econômico é pró-pobre para todos os estados do Brasil e para o Distrito Federal. Ver, na tabela 4, por exemplo, o caso do Acre, em que a taxa de crescimento da renda média dos 20%, 40%, 60% e 80% mais pobres é de, respectivamente, 3,52%, 3,53%, 3,45% e 3,29% – superior à taxa de crescimento da renda média da população total, que é de 3,14%.

TABELA 4

Estimativa da curva de crescimento-pobreza para as UFs – área urbana (2000-2010)
(Em %)

Estados	20%	40%	60%	80%	100%	<i>g</i>	Situação
Acre	3,52	3,53	3,45	3,30	3,14	3,14	Pró-pobre
Alagoas	3,35	3,55	3,43	3,28	3,01	3,01	Pró-pobre
Amapá	3,51	3,45	3,30	3,11	2,96	2,96	Pró-pobre
Amazônia	3,18	3,26	3,17	3,00	2,88	2,88	Pró-pobre
Bahia	3,40	3,66	3,54	3,44	3,10	3,10	Pró-pobre
Ceará	3,38	3,63	3,52	3,34	3,01	3,01	Pró-pobre
Distrito Federal	4,13	3,89	3,65	3,43	3,30	3,30	Pró-pobre
Espirito Santo	4,12	3,96	3,76	3,52	3,28	3,28	Pró-pobre
Goiás	4,24	4,05	3,86	3,58	3,20	3,20	Pró-pobre
Maranhão	3,42	3,56	3,43	3,35	3,08	3,08	Pró-pobre
Mato Grosso	4,05	3,88	3,74	3,44	3,05	3,05	Pró-pobre
Mato Grosso do Sul	4,10	3,93	3,79	3,51	3,17	3,17	Pró-pobre
Minas Gerais	3,97	3,79	3,58	3,34	3,04	3,04	Pró-pobre
Pará	3,40	3,41	3,29	3,11	2,87	2,87	Pró-pobre
Paraíba	3,95	3,69	3,57	3,41	3,12	3,12	Pró-pobre
Paraná	4,23	4,04	3,80	3,54	3,19	3,19	Pró-pobre
Pernambuco	3,52	3,65	3,52	3,38	3,02	3,02	Pró-pobre
Piauí	3,51	3,61	3,49	3,39	3,08	3,08	Pró-pobre
Rio de Janeiro	4,02	3,81	3,58	3,33	3,18	3,18	Pró-pobre
Rio Grande do Norte	3,51	3,66	3,53	3,41	3,07	3,07	Pró-pobre
Rio Grande do Sul	4,18	4,06	3,80	3,56	3,25	3,25	Pró-pobre

(Continua)

(Continuação)

Estados	20%	40%	60%	80%	100%	g	Situação
Rondônia	3,98	3,84	3,66	3,44	3,16	3,16	Pró-pobre
Roraima	3,21	3,30	3,23	3,06	2,98	2,98	Pró-pobre
Santa Catarina	4,30	4,14	3,85	3,61	3,29	3,29	Pró-pobre
São Paulo	3,95	3,72	3,48	3,23	3,01	3,01	Pró-pobre
Sergipe	3,57	3,76	3,58	3,40	3,09	3,09	Pró-pobre
Tocantins	3,67	3,78	3,65	3,47	3,21	3,21	Pró-pobre

Fonte: Censos de 2000 e 2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

As estimativas da curva de crescimento-pobreza para as áreas rurais são mostradas na tabela 5. Observe que há apenas sete (ou 26% do total) estados com crescimento pró-pobre no meio rural, correspondendo aos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Espírito Santo. Em contrapartida, Acre, Amazônia, Roraima e o Distrito Federal apresentam crescimento de natureza *trickle-down*, já que a renda média dos mais ricos cresce em uma proporção maior que a renda dos mais pobres. Como para os demais estados, alguns $g(p)$ apresentam valores superiores e outros $g(p)$ valores inferiores a g , sendo que nada se pode concluir sobre a qualidade do crescimento econômico para as áreas rurais destes estados.

TABELA 5
Estimativa da curva de crescimento-pobreza para as UFs – área rural (2000-2010)
(Em %)

Estados	20%	40%	60%	80%	100%	g	Situação
Acre	2,87	3,45	3,67	3,77	3,86	3,86	Não pró-pobre
Alagoas	3,30	3,64	3,85	3,94	3,92	3,92	Inconclusiva
Amapá	2,89	3,24	3,49	3,53	3,52	3,52	Inconclusiva
Amazônia	2,82	3,18	3,41	3,52	3,57	3,57	Não pró-pobre
Bahia	3,23	3,66	3,81	3,94	3,82	3,82	Inconclusiva
Ceará	3,48	3,65	3,80	3,91	3,84	3,84	Inconclusiva
Distrito Federal	4,17	4,17	4,19	4,22	4,34	4,34	Não pró-pobre
Espírito Santo	4,03	4,06	4,10	4,08	3,87	3,87	Pró-pobre
Goiás	4,16	4,29	4,30	4,29	4,10	4,10	Pró-pobre
Maranhão	3,39	3,51	3,83	3,98	3,97	3,97	Inconclusiva
Mato Grosso	3,83	4,01	4,01	4,04	3,78	3,78	Pró-pobre
Mato Grosso do Sul	3,78	3,98	4,04	4,09	3,93	3,93	Inconclusiva
Minas Gerais	3,91	4,05	4,15	4,26	4,12	4,12	Inconclusiva
Pará	3,09	3,49	3,63	3,70	3,63	3,63	Inconclusiva
Paraíba	3,47	3,80	3,86	4,05	4,02	4,02	Inconclusiva
Paraná	4,11	4,17	4,19	4,18	4,07	4,07	Pró-pobre
Pernambuco	3,28	3,66	3,79	3,91	3,78	3,78	Inconclusiva
Piauí	3,77	3,62	3,92	4,05	4,05	4,05	Inconclusiva

(Continua)

(Continuação)

Estados	20%	40%	60%	80%	100%	<i>g</i>	Situação
Rio de Janeiro	4,05	4,03	3,99	3,94	3,82	3,82	Pró-pobre
Rio Grande do Norte	3,10	3,73	3,86	3,96	3,91	3,91	Inconclusiva
Rio Grande do Sul	4,24	4,32	4,35	4,31	4,21	4,21	Pró-pobre
Rondônia	3,70	3,96	3,98	4,05	3,96	3,96	Inconclusiva
Roraima	2,64	3,12	3,41	3,51	3,73	3,73	Não pró-pobre
Santa Catarina	4,24	4,34	4,34	4,30	4,16	4,16	Pró-pobre
São Paulo	4,02	4,17	4,18	4,17	4,13	4,13	Inconclusiva
Sergipe	3,69	3,92	3,99	4,06	4,06	4,06	Inconclusiva
Tocantins	3,09	3,76	3,92	4,00	3,95	3,95	Inconclusiva

Fonte: Censos de 2000 e 2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

Como se observa nas tabelas 4 e 5, a desagregação dos dados da amostra revela não somente as diferenças na qualidade do crescimento econômico em reduzir a pobreza e a desigualdade de renda entre regiões e estados, mas também as diferenças entre os meios rural e urbano. A desagregação entre o rural e o urbano permite observar o quão baixo é o desempenho do crescimento econômico em reduzir a pobreza, com diminuição na desigualdade de renda nas áreas rurais. Certamente esta é uma importante constatação da pesquisa.

Historicamente, as medidas de desigualdade são menores no meio rural. Trabalhos como o de Cunha (2009) e Helfand, Rocha e Vinhais (2009) reforçam esta assertiva ao estimar um índice de Gini inferior para o meio rural no Brasil, quando comparado ao meio urbano. Diante dessa evidência é possível rejeitar a hipótese de Bourguignon (2002)¹² para as áreas rurais brasileiras, uma vez que, como se pode observar, a baixa eficiência do crescimento econômico na redução da pobreza ocorre principalmente no meio rural, relativamente menos desigual.¹³

Uma análise, em termos de significância das estimações da curva de crescimento-pobreza nesta pesquisa, revela que 51% dos resultados produzidos em nível estadual como um todo são significantes (ocorrência de crescimento pró-pobre ou não pró-pobre) pois, quando se separa a área urbana da rural, a primeira recebe 100% de significância em seus resultados, enquanto a segunda recebe 40%.

Entre as estimações que apresentam significância, é possível concluir que os estados com melhores resultados de crescimento pró-pobre, tendo como base a metodologia de Son (2004), são Goiás, Mato Grosso, Espírito Santo e os estados da região Sul (Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina). Nestes estados, a média

12. Em linhas gerais, a hipótese de Bourguignon (2002) prediz que quanto menos desigual for o país (ou região), maior será a efetividade do crescimento econômico em reduzir a pobreza.

13. Helfand, Rocha e Vinhais (2009) apontam que, apesar da área rural ser menos desigual, em comparação com a área urbana, a proporção de pobres no meio rural é acentuadamente superior à urbana, mesmo com a expressiva queda observada entre 1992 e 2005.

da renda dos mais pobres da população cresceu em uma proporção maior que a média da renda da totalidade da população, tanto para a área urbana, quanto para a área rural ou mesmo para a região como um todo, experimentando, deste modo, um crescimento econômico com redução da pobreza e queda na desigualdade.

Em outra direção estão os estados da Federação em que o crescimento não tem corroborado para uma redistribuição de renda. São eles: Acre, Amapá, Amazônia e Roraima. Estes estados, embora apresentem crescimento pró-pobre para suas áreas urbanas, possuem crescimento *trickle-down* para as áreas rurais e para a região como um todo. Desse modo é possível constatar que o modelo de crescimento econômico praticado na região Norte do país não é eficiente no combate à pobreza, concomitantemente a uma redução da desigualdade para a maioria dos estados que compõem a região.

Por outro lado, embora os resultados das estimativas da curva de crescimento-pobreza para os estados do Nordeste sejam classificados como inconclusivos na metodologia de Son (2004), a população mais pobre destes estados (sobretudo os 20% e os 40% mais pobres) aferem uma renda média abaixo da renda média geral da população, o que sugere um crescimento econômico acompanhado de concentração de renda. A tabela 6 sintetiza, por regiões, os resultados das estimativas da curva de crescimento-pobreza.

TABELA 6
Resumo das estimativas das curvas de crescimento-pobreza por regiões (2000-2010)

Regiões	Pró-pobre			Não pró-pobre			Inconclusivo		
	Geral	Urbano	Rural	Geral	Urbano	Rural	Geral	Urbano	Rural
Centro-Oeste	3	4	2	0	0	1	1	0	1
Nordeste	0	9	0	0	0	0	9	0	9
Norte	1	7	0	4	0	3	2	0	4
Sudeste	3	4	2	0	0	0	1	0	2
Sul	3	3	3	0	0	0	0	0	0

Fonte: Censos de 2000 e 2010/IBGE.
Elaboração dos autores.

Entretanto, apesar dos resultados apresentados nesta seção apontarem que o crescimento econômico no Brasil produz distintos efeitos na pobreza e na desigualdade de renda de suas regiões e estados e para as áreas urbanas e rurais, com base nos resultados conclusivos o crescimento econômico com redução da desigualdade de renda é predominante no Brasil como um todo. Não há evidências de crescimento empobrecedor para o período analisado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou se o crescimento econômico no Brasil, desagregado em nível regional e estadual, tem sido pró-pobre em suas áreas urbanas e rurais. Averiguou se a renda dos pobres apresenta uma elevação superior ao verificado pela renda dos não pobres, o que induziria uma redução na desigualdade. Assim, com base nos dados dos censos de 2000 e 2010 foram construídas as curvas de crescimento-pobreza, propostas por Son (2004).

Entre os resultados obtidos constatou-se que, embora o crescimento econômico seja de natureza pró-pobre para o Brasil como um todo, apenas as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste experimentaram um padrão de crescimento redutor de pobreza e de desigualdade de renda para o período analisado.

A estimação em nível estadual mostrou que, das 27 UFs, somente dez apresentaram crescimento pró-pobre (Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Rondônia, Santa Catarina e São Paulo). Para quatro (Acre, Amapá, Amazônia e Roraima), o crescimento foi não pró-pobre. Para os outros estados, os resultados foram inconclusivos.

Ao desagregar a amostra em áreas urbanas e rurais esta pesquisa revelou que o crescimento foi pró-pobre nas áreas urbanas de todos os estados e para o Distrito Federal, e não pró-pobre na área rural do Acre, Amazônia, Distrito Federal e Roraima. Foi inconclusivo para as áreas rurais dos demais estados. A desagregação entre o rural e o urbano permitiu observar o quão baixo é o desempenho do crescimento econômico em reduzir a pobreza, com diminuição na desigualdade de renda nas áreas rurais, sendo esta uma importante constatação deste estudo.

A ausência de crescimento pró-pobre nos nove estados do nordeste brasileiro leva à suposição de que o crescimento econômico desta região segue a tendência de um modelo de crescimento concentrador de renda. Ou seja, ainda que tal crescimento promova certa redução na pobreza, a renda dos mais ricos cresce em uma proporção maior que a renda dos mais pobres.

Apesar dos resultados apresentados nesta pesquisa apontarem que o crescimento econômico no Brasil gera padrões diferenciados de pobreza e de desigualdade de renda entre estados e regiões, bem como entre as áreas urbanas e rurais, pode-se concluir que o crescimento econômico com redução da desigualdade de renda foi predominante no Brasil como um todo, não havendo incidência de crescimento empobrecedor no período analisado.

Entretanto, os distintos efeitos produzidos pelo crescimento econômico brasileiro na pobreza e na desigualdade de renda entre os estados e as regiões, bem como entre as áreas urbanas e rurais induz a dois importantes questionamentos: que modelo de crescimento regional resulta em benefícios para os pobres? Qual a

natureza de um crescimento pró-pobre para as áreas rurais? Uma das respostas a esses questionamentos poderia estar na aplicação de um modelo de crescimento endógeno, baseado no sistema de arranjos produtivos locais, algo que poderia promover um crescimento em favor dos pobres não somente em regiões empobrecidas, como também em áreas rurais.

Além disso, criar estratégias de políticas públicas capazes de estimular um crescimento econômico eficiente no combate à pobreza em locais de crescimento de natureza *trickle-down* e principalmente no meio rural pode vir a ser um importante meio substitutivo de medidas paliativas de combate à pobreza como, por exemplo, o programa Bolsa Família.

ABSTRACT

This paper seeks to analyze if the economic growth in Brazil has been pro-poor in its urban and rural areas. In this sense, based on census data of 2000 and 2010 were built the growth-poverty curves, proposed by Son (2004). One result of the research showed that only the center-south of the country has had a standard of growth that benefits the poor. At the state level, it was found that only ten federal units grew in favor of the less fortunate, and in for four of them, growth is a kind of trickle-down, that means that despite contributing to reduce poverty, income of rich people grew up in a larger proportion than the income of the poor. The breakdown of the sample allowed to observe also, how low is the performance of economic growth in reducing poverty, and decreasing inequality in rural areas of the country.

Keywords: pro-poor growth; poverty; inequality.

REFERÊNCIAS

- ATKINSON, A. B. On the measurement of poverty. **Econometrica**, v. 55, n. 4, p. 49-64, 1987.
- BANCO MUNDIAL. **Relatório sobre o desenvolvimento mundial**. Washington: Banco Mundial, 2013. Disponível em: <<http://www.bancomundial.org.br>>. Acesso em: 20 out. 2013.
- BARRETO, F. A. F. D. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: o que sabemos sobre eles?** Fortaleza: UFC, 2005. (Série Ensaios Sobre Pobreza, n. 1).
- BARROS, P. R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **Pobreza multidimensional no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, out. 2006. (Texto para Discussão, n. 1227).
- BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. In: EICHER, T.; URNOVSKY, S. (Eds.). **Inequality and growth: theory and policy implications**. Cambridge: The MIT Press, 2002.
- CAMPOS, I. **Padrões recentes de evolução da economia na Amazônia**. Belém: UFP, nov. 2009. (Papers NAEA, n. 249).

CHENERY, H. *et al.* **Redistribution with growth**. c. 2, p. 38-51. Oxford: Oxford University Press, 1974.

CUNHA, S. M. Desigualdade e pobreza nos domicílios rurais e urbanos no Brasil, 1981-2005. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 1, 2009.

DINIZ, B. M.; DINIZ, M. M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos objetivos do desenvolvimento do milênio. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 3, 2009.

GONÇALVES, M. B. C.; SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento pró-pobre nos municípios nordestinos: evidências para o período de 1991-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 41, n. 3, 2010.

HARRISON, A. **Globalization and poverty**. Chicago: University of Chicago; Press for NBER, 2006.

HELFAND, S. M.; ROCHA, R.; VINHAIS, H. E. F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 1, p. 59-80, 2009.

HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. **Economia e Sociedade**, v. 15, n. 1, v. 26, p. 79-112, 2006.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico 2000**: resultados gerais da amostra. (Microdados). Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.].a. Disponível em: <<http://goo.gl/rtyn5A>>. Acesso em: 12 jul. 2013.

_____. **Censo demográfico 2000**. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://goo.gl/EsRwzG>>. Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.].b. Acesso em: 6 nov. 2013.

_____. **Censo demográfico 2010**. (Microdados). Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.].c. Disponível em: <<http://goo.gl/oJS4xe>>. Acesso em: 12 jul. 2013.

_____. **Censo demográfico 2010**. (Nota Técnica). Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.].d. Disponível em: <<http://goo.gl/mt1vNr>>. Acesso em: 6 nov. 2013.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **PIB estadual**: variação a preços constantes. [S.l.]: Ipeadata, 2013a. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 13 nov. 2013.

_____. **Pobreza**: taxa de pobreza. [S.l.]: Ipeadata, 2013b. (Nota Técnica). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 13 nov. 2013.

KAKWANI, N.; KHANDKER, S.; SON, H. H. **Pro-poor growth**: concepts and measurement with country case studies. Brasília: International Poverty Center/UNDP, Aug. 2004. Disponível em: <<http://goo.gl/l9lpRV>>. (Working Paper, n. 1).

KAKWANI, N.; PERNIA, E. M. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, v. 18, n. 1, 2000.

KRAAY, A. **When is growth pro-poor?** Cross-country evidence. [S.l.]: IMF, 2004. Disponível em: <<http://goo.gl/CXa3e3>>. (Working Paper, n. 04/47).

LOPES, H. M.; MACEDO, P. B. R.; MACHADO A. F. **Indicador de pobreza:** aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro. Belo Horizonte: Cedeplar, out. 2003. (Texto para Discussão, n. 223).

MANSO, C. A.; PEREIRA, D. J. S.; BARRETO, F. A. F. D. Crescimento pró-pobre: diferenças de intensidade entre o meio rural e urbano 2002-2005. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 4, out./dez. 2008.

MATIAS, J.; SALVATO, M. Curva de crescimento pró-pobre no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012. **Anais...** Porto de Galinhas: ANPEC, 2012.

NISSANKE, M.; THORBECKE, E. **The impact of globalization on the world's poor transmission mechanisms.** London: Palgrave Macmillan, 2006. (Studies in Development Economics and Policy).

OLIVEIRA, L. S. **Três ensaios sobre pobreza multidimensional.** 2010. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

PINTO, M. S.; DE OLIVEIRA, J. C. Crescimento pró-pobre: análise dos estados brasileiros entre 1995 e 2007. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, maio/ago., 2010.

RAVALLION, M.; CHEN, S. **Measuring pro-poor growth.** Washington: World Bank Policy Research, 2003. (Working Paper, n. 2666).

RESENDE, G. M.; DA MATA, D.; CARVALHO, A. X. Y. Crescimento pró-pobre e distribuição de renda das capitais dos estados brasileiros. *In*: CARVALHO, A. X. Y. *et al.* (Orgs.). **Ensaio de economia regional e urbana.** Brasília: Ipea, 2007. Disponível em: <<http://goo.gl/IS1c6K>>.

RIBEIRO, L. L.; MARINHO, E. L. L. Analysis of poverty in brazilian families using allocation of the time factor. **The Empirical Economics Letters**, v. 11, n. 8, p. 849-860, Aug. 2012.

SALVATO, M. A. **Crescimento pró-pobre no Brasil:** uma avaliação empírica da década de 1990. Ceará: UFC, out. 2009. (Ensaio sobre Pobreza, n. 21).

SANTOS-PAULINO, A. U. **Trade, income distribution and poverty in developing countries.** Geneva: UNCTAD, Jul. 2012. Disponível em: <<http://goo.gl/bjSU4f>>. (Discussion Papers).

SEN, A. Poverty: an ordinal approach to measurement. **Econometrica**, v. 44, 1976.

SILVEIRA NETO, R. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no nordeste? Evidência para o período 1991-2000. *In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*, 10., 2005. **Anais...** Fortaleza, 2005.

SON, H. H. A note on pro-poor growth. **Economics Letters**, n. 82, p. 307-304, 2004.

TAQUES, F. H.; ROCHA, R. S. Oferta pública no combate à pobreza no Brasil: uma análise a partir da curva crescimento-pobreza. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 39., 2011. **Anais...** Foz do Iguaçu, 2011.

TOCHETTO, D. G. *et al.* Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise exploratória. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32., 2004. **Anais...** João Pessoa, 2004.

VARIAN, H. **Microeconomia**: princípios básicos. Tradução da 7. ed. americana. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2006.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

SEN, A. **Desigualdade reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001.

(Originais submetidos em dezembro de 2013. Última versão recebida em dezembro de 2014. Aprovada em dezembro de 2014.)

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Ipea

Revisão e editoração

Editorar Multimídia

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

Livraria Ipea

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315 5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de
Assuntos Estratégicos

GOVERNO FEDERAL
BRASIL
PÁTRIA EDUCADORA