

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

ANÁLISE DA PROGRESSIVIDADE DA CARGA TRIBUTÁRIA SOBRE A POPULAÇÃO BRASILEIRA

José Adrian Pintos-Payeras

CANAL DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO NO BRASIL: EVIDÊNCIA A PARTIR DOS EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS DE EMPRESAS PÚBLICAS E PRIVADAS

Fernando Nascimento de Oliveira

EFEITOS DO INVESTIMENTO SOBRE O CRESCIMENTO NO BRASIL: AMPLIANDO O TESTE EMPÍRICO DE JONES (1995)

Ivan Castelar

Fabício Linhares

Christiano Penna

EVIDÊNCIAS DA RELAÇÃO ENTRE OFERTA DE TRABALHO E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA NO BRASIL: BOLSA ESCOLA *VERSUS* RENDA MÍNIMA

Enlison Mattos

Simone Maia

Flavio Marques

ESTRUTURA DE INTERDEPENDÊNCIA INTER-REGIONAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL DE INSUMO-PRODUTO PARA OS ANOS DE 1996 E 2002

Fernando Salgueiro Perobelli

Eduardo Amaral Haddad

Gláucia Possas Mota

Rodrigo Antônio Farinazzo

**pesquisa e planejamento
econômico ■ ppe**

ipea

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 de 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

**ANÁLISE DA PROGRESSIVIDADE DA CARGA
TRIBUTÁRIA SOBRE A POPULAÇÃO BRASILEIRA 153**
José Adrian Pintos-Payeras

**CANAL DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO NO BRASIL:
EVIDÊNCIA A PARTIR DOS EMPRÉSTIMOS
BANCÁRIOS DE EMPRESAS PÚBLICAS E PRIVADAS 187**
Fernando Nascimento de Oliveira

**EFEITOS DO INVESTIMENTO SOBRE O
CRESCIMENTO NO BRASIL: AMPLIANDO
O TESTE EMPÍRICO DE JONES (1995) 213**
Ivan Castelar, Fabrício Linhares e Christiano Penna

**EVIDÊNCIAS DA RELAÇÃO ENTRE OFERTA DE TRABALHO
E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA
NO BRASIL: BOLSA ESCOLA VERSUS RENDA MÍNIMA 237**
Enlinson Mattos, Simone Maia e Flavio Marques

**ESTRUTURA DE INTERDEPENDÊNCIA
INTER-REGIONAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL
DE INSUMO-PRODUTO PARA OS ANOS DE 1996 E 2002 281**
Fernando Salgueiro Perobelli, Eduardo Amaral Haddad,
Gláucia Possas Mota e Rodrigo Antônio Farinazzo

ANÁLISE DA PROGRESSIVIDADE DA CARGA TRIBUTÁRIA SOBRE A POPULAÇÃO BRASILEIRA*

José Adrian Pintos-Payeras**

Este artigo apresenta um estudo da atual incidência do sistema tributário brasileiro. Buscou-se detalhar ao máximo as alíquotas dos impostos indiretos, tomando como base as normas tributárias da Federação, das Unidades da Federação e respectivas capitais. Cruzando essas informações com os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, foi possível verificar que o sistema tributário brasileiro é regressivo quando tomada como base a renda. Isso se deve em grande parte aos impostos indiretos, mais especificamente ao Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), ao Programa de Integração Social (PIS) e à Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (Cofins). Contudo, é importante ressaltar que a baixa participação dos impostos diretos não permite equilibrar a carga por faixa de renda. O Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU) chega a ser regressivo em relação à renda familiar *per capita*. O estudo também revelou que há diferenças regionais no comportamento dos impostos indiretos.

1 INTRODUÇÃO

Reconhecendo as especificidades de cada estado brasileiro no que diz respeito à legislação tributária, o objetivo deste artigo é estimar a carga tributária para os estratos de renda selecionados em cada Unidade da Federação (UF). Os trabalhos anteriores a este elegeram um estado representativo para considerar as alíquotas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), ou generalizaram uma alíquota em cada estado, e quando consideraram o Imposto sobre Serviços de qualquer Natureza (ISS), escolheram uma cidade representativa. O problema que reside na análise conduzida dessa forma é que não são captadas as diferenças regionais na política tributária. Assim, no presente estudo, busca-se analisar a progressividade da carga tributária direta e indireta de cada região.

Neste quesito, pode-se dizer que o presente trabalho dá um passo adiante, pois apura as alíquotas do ICMS de cada estado, bem como os tratamentos diferenciados, tais como a redução da base de cálculo e a isenção dadas aos produtos constantes na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003. Para o ISS, devido à impossibilidade de levantar as alíquotas de todos os municípios do Brasil, foram escolhidas as capitais de cada UF. Desta forma, chega-se mais próximo

* O autor agradece ao professor Rodolfo Hoffmann, à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) pelo apoio financeiro no período do doutorado e as críticas e sugestões dos pareceristas da revista. Quaisquer erros e omissões remanescentes são de sua inteira responsabilidade.

** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE) da Universidade Estadual de Londrina (UEL) e do Departamento de Economia da UEL.

da realidade para cada estado, tornando mais evidentes as particularidades do sistema tributário brasileiro.

A carga tributária é apurada tomando como base a renda familiar, a renda familiar *per capita* e a despesa familiar. Os impostos são separados em duas categorias: diretos e indiretos. Assim é possível identificar as principais causas da regressividade do sistema tributário brasileiro e sugerir medidas que busquem amenizar o problema.

Na seção 2, são feitos os comentários sobre a base de dados e problemas metodológicos. Na seção 3, estão as estimativas da carga tributária sobre as classes de renda selecionadas. A seção 4 apresenta as considerações finais deste trabalho.

2 BASE DE DADOS E MÉTODO

No Brasil não existem muitos trabalhos que estimam a carga tributária por faixa de renda. É provável que a complexa legislação tributária seja um empecilho para tanto. Os trabalhos encontrados na literatura brasileira que estimaram a carga tributária foram Langoni (1973)¹ para o ano de 1970; Eris *et al.* (1983) para o ano de 1975; Rodrigues (1998); e Vianna *et al.* (2000), ambos com base na POF de 1995-1996 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Recentemente Zockun *et al.* (2006) mostram que os tributos ficaram mais regressivos quando usados os dados da POF de 2002-2003, porém a metodologia de cálculo não está descrita neste trabalho e a carga tributária ficou muito acima da apurada por Rodrigues (1998) e Vianna *et al.* (2000), sem que ocorresse uma mudança tão significativa na legislação tributária. Paes e Bugarin (2006) também usaram a POF de 2002-2003 para encontrar a carga tributária sobre o consumo das famílias. Dada a base utilizada, o último trabalho citado encontrou certa proporcionalidade na distribuição da carga tributária indireta.

Nestes estudos não está explícito qual foi o tratamento dado às isenções previstas e reduções da base de cálculo dos impostos, principalmente, sobre o ICMS. Se isto não é levado em consideração, tende-se a superestimar a carga tributária indireta. Tendo em vista que cada UF tem uma legislação diferente para o ICMS, pode haver diferenças regionais na progressividade dos impostos. Também é importante frisar que nenhum dos trabalhos citados estimou a carga tributária individualmente para cada estado.

Recentemente, Silveira (2008) estimou a carga tributária por faixa de renda e considerou os devidos benefícios tributários concedidos a alguns produtos, mas fez a análise apenas com base no Regulamento do ICMS (RICMS) de São Paulo e supôs que as regras válidas para esse estado o são para o restante do país.

1. Langoni (1973) estimou apenas a carga tributária direta.

No presente estudo, a base de dados para estimar a carga tributária é composta pelo arquivo de microdados da POF de 2002-2003 e pela legislação tributária federal, dos estados e dos municípios. Tendo ciência da complexidade do assunto, foi necessário fazer algumas pressuposições a fim de simplificar o processo no qual o imposto é gerado.

A carga tributária direta, aquela incidente sobre o rendimento e o patrimônio das famílias, foi obtida a partir das informações declaradas na POF de 2002-2003. No rol de tributos averiguados em tal pesquisa estão: Imposto de Renda (IR), Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) (contribuição à previdência social), Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), Imposto sobre Propriedade de Veículos Automotivos (IPVA), contribuição sindical, taxas de conselhos e associações de classe, Imposto Territorial Rural (ITR), Serviço de Patrimônio da União (SPU), Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (Incra), Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF),² Certificado de Cadastro de Imóvel, emplacamento, taxa do Departamento de Trânsito (Detran), exame psicotécnico, restituição do IR e restituição da previdência pública. Com exceção das restituições, essa é a especificação seguida pelo IBGE para os impostos diretos e assim foram apurados na POF de 2002-2003.

Conforme Vianna *et al.* (2000), essa forma de estimar a carga tributária direta permite chegar mais próximo da carga efetiva. Rodrigues (1998) aplicou as alíquotas vigentes do IR e a contribuição do INSS às respectivas rendas, contudo este método permite apenas ter uma ideia da carga potencial e não o que as famílias realmente pagaram aos cofres públicos. Segundo Lima (1999), 41,8% da renda tributável brasileira circulam sem pagar IR. Obviamente que a POF de 2002-2003, como qualquer pesquisa semelhante, é passível de erros de medida.

Os dados incompatíveis foram excluídos. Consideraram-se como incompatíveis as informações em que a carga tributária indireta era maior do que a renda familiar. Nestes casos, há grande probabilidade de ter ocorrido a subdeclaração da renda ou erros de codificação. Com isso, o número de famílias³ analisadas caiu de 48.568 para 48.122.

A tabela 1 apresenta as características de cada classe de renda familiar selecionada antes de excluir os dados incompatíveis (colunas com a sigla POF) e depois de excluir as observações incompatíveis – colunas com “sem incompatíveis (SI)”.

2. Apenas a parcela declarada pelas famílias investigadas pela POF de 2002-2003.

3. Ou unidades de consumo, conforme denominação do IBGE.

TABELA 1

Famílias e renda para as 10 classes selecionadas, sem excluir dados incompatíveis (POF) e excluindo dados incompatíveis (SI)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Famílias (POF)	Renda familiar (POF)	% das famílias (POF)	Famílias (SI)	Renda familiar (SI)	% das famílias (SI)	% da renda total na classe (SI)
De 0 a 400	7.949.351	265,57	16,38	7.636.823	270,88	15,87	2,36
Mais de 400 até 600	6.747.421	500,25	13,90	6.727.334	500,29	13,98	3,83
Mais de 600 até 1.000	10.181.484	782,35	20,98	10.134.807	782,21	21,06	9,02
Mais de 1.000 até 1.200	3.528.908	1.098,56	7,27	3.522.385	1.098,60	7,32	4,40
Mais de 1.200 até 1.600	5.086.643	1.383,28	10,48	5.074.927	1.383,27	10,55	8,00
Mais de 1.600 até 2.000	3.349.073	1.787,43	6,90	3.342.484	1.787,20	6,95	6,80
Mais de 2.000 até 3.000	4.571.410	2.431,79	9,42	4.557.617	2.431,29	9,47	12,61
Mais de 3.000 até 4.000	2.416.195	3.443,57	4,98	2.413.366	3.443,50	5,02	9,46
Mais de 4.000 até 6.000	2.236.892	4.869,27	4,61	2.235.345	4.869,28	4,65	12,39
Mais de 6.000	2.467.262	11.086,34	5,08	2.467.262	11.086,34	5,13	31,13
Brasil	48.534.638	1.813,82	100,00	48.112.350	1.826,02	100,00	100,00

Fonte: Baseada nos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

A primeira classe foi a que mais perdeu informações, sendo que apenas a última não perdeu observações. Aproximadamente um quinto das famílias recebeu entre R\$ 600 e R\$ 1.000. Note-se que mais da metade das famílias tem renda menor ou igual ao limite superior desse estrato. A classe mais rica, com pouco mais de 5% das famílias, detém 31,13% da renda total, desconsiderados os dados incompatíveis.

As classes apresentadas na tabela 1 serão usadas para mostrar como a carga tributária varia com o nível de renda.

No cálculo das medidas de progressividade será considerada a ordenação das pessoas conforme a renda familiar *per capita*. Assim, o comportamento da carga tributária também será analisado considerando a classificação em estratos de renda familiar *per capita*, como apresentado na tabela 2. Neste caso, foram separadas 13 classes. Esta forma permite analisar mais detalhadamente como progride a carga tributária conforme o nível de renda.

O primeiro estrato foi, novamente, o que perdeu mais observações ao excluir as informações incompatíveis. A tabela 2 mostra que quase metade da população dispõe de menos de R\$ 240 e detém apenas 11,94% da renda total, conforme dados da POF de 2002-2003. Os três últimos estratos têm apenas 4,14% das pessoas, que ficam com 30,53% da renda total.⁴

4. Para uma análise da concentração de renda no Brasil com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), ver Hoffmann (2007a).

TABELA 2

Pessoas e renda familiar per capita para as 13 classes selecionadas, sem excluir dados incompatíveis (POF) e excluindo dados incompatíveis (SI)

Classes de renda familiar per capita (R\$) ¹	Pessoas (POF)	Renda per capita (POF)	% de pessoas (POF)	Pessoas (SI)	Renda per capita (SI)	% de pessoas (SI)	% da renda na classe (SI)
De 0 até 120	42.052.385	72,47	23,91	40.947.113	73,44	23,48	3,42
Mais de 120 até 240	42.759.450	175,58	24,32	42.615.126	175,55	24,43	8,52
Mais de 240 até 360	26.867.179	294,10	15,28	26.802.629	294,06	15,37	8,97
Mais de 360 até 480	15.904.997	413,65	9,04	15.851.417	413,66	9,09	7,46
Mais de 480 até 600	10.832.959	535,39	6,16	10.818.041	535,41	6,20	6,59
Mais de 600 até 720	7.697.563	655,46	4,38	7.670.081	655,46	4,40	5,72
Mais de 720 até 960	9.170.504	829,48	5,22	9.167.093	829,46	5,26	8,65
Mais de 960 até 1.200	5.283.372	1.072,60	3,00	5.281.723	1.072,60	3,03	6,45
Mais de 1.200 até 1.440	3.634.468	1.297,29	2,07	3.627.347	1.297,31	2,08	5,36
Mais de 1.440 até 1.920	4.409.525	1.661,01	2,51	4.405.897	1.660,97	2,52	8,33
Mais de 1.920 até 2.640	3.227.559	2.239,55	1,84	3.226.729	2.239,50	1,85	8,23
Mais de 2.640 até 3.840	1.991.438	3.130,60	1,13	1.983.538	3.131,84	1,14	7,07
Mais de 3.840	2.014.565	6.639,79	1,15	2.014.565	6.639,79	1,15	15,23
Brasil	175.845.964	500,63	100,00	174.411.297	503,72	100,00	100,00

Fonte: Baseada nos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

No Brasil, o sistema tributário não é de fácil compreensão. Há um grande número de impostos indiretos, o que fez com que nesta pesquisa fossem escolhidos apenas os seguintes: ICMS, Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Programa de Integração Social (PIS), Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (Cofins) e ISS. Esses cinco impostos indiretos selecionados foram responsáveis por 41,43% da arrecadação total em 2006 e de aproximadamente 85% da arrecadação com impostos indiretos (RECEITA FEDERAL, 2007a).

Como se sabe, cada estado tem suas próprias normas para o ICMS. Essas informações foram obtidas nos *sites* das Secretarias de Fazenda estaduais. As alíquotas e isenções do ICMS adotadas na estimação seguiram o RICMS de cada estado mais Distrito Federal. Para cada produto em cada estado aplicou-se a alíquota estipulada no RICMS. Foram consideradas as reduções de base previstas no RICMS de cada UF. Isto, por si só, é bastante complexo, já que a POF de 2002-2003 tem 10.436 produtos e grupos de produtos e há incidência dos tributos indiretos selecionados sobre 9.712 desses produtos. O ICMS incide sobre 8.856 dos produtos investigados pela POF de 2002-2003.

Para tornar factível a proposta de analisar a carga em cada UF, foi preciso adotar o pressuposto simplificador de que incide sobre o produto apenas a alíquota determinada no estado, ou seja, supôs-se que o produto é produzido e vendido dentro do estado. Embora seja uma limitação relevante desconsiderar o fluxo entre

os estados, esta foi a forma de identificar a carga dos impostos indiretos conforme a legislação do RICMS de cada estado. Do contrário, teria que ser escolhido um estado como sendo representativo dos demais e aplicar suas normas para o Brasil todo. Como as alíquotas e isenções diferem entre os estados, uma análise desse tipo não permite identificar as diferenças de progressividade entre as regiões do país, o que também seria uma limitação, já que o Brasil é um país de grande dimensão, com diferenças regionais significantes. A análise feita no presente estudo é bastante coerente com a proposta de o ICMS ser cobrado no destino, que está em discussão no processo de reforma tributária.

Devido à necessidade de conhecer a composição do medicamento para saber se ele é isento de ICMS, e dado que a POF não apresenta o nome genérico, foi considerado no estudo que o ICMS incide sobre todos os medicamentos, exceto aqueles para o tratamento da AIDS. Isto pode levar, neste caso, a uma superestimação da carga tributária sobre medicamentos.

O ISS também foi considerado na apuração da carga tributária. Entre os produtos e serviços levantados pela POF de 2002-2003, o ISS incide sobre 856 deles, sendo que cada um dos 5.564 municípios tem sua própria regra para esse tributo. Por simplicidade, considerou-se que as alíquotas e isenções vigentes na capital do estado são as mesmas para toda UF.

Para simplificar a análise do PIS e da Cofins, é considerado, sempre que a legislação permitir, que os produtores dos bens e serviços foram optantes pelo regime de incidência não cumulativa.⁵ Nesses casos, as alíquotas da contribuição para o PIS/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP) e da Cofins são, respectivamente, de 1,65% e de 7,6%. Foram considerados os casos especiais desses tributos na estimação, tais como as alíquotas reduzidas a zero dos produtos hortícolas e frutas⁶ e as alíquotas incidentes sobre energia elétrica em cada estado. No caso dos serviços, foi considerado o regime de incidência cumulativa desses impostos e que só há uma etapa de produção e comercialização, o que é uma generalização bastante razoável no caso dos serviços adquiridos pelas famílias. Neste último regime a alíquota do PIS/PASEP é 0,65% e a alíquota da Cofins é 3%.

As alíquotas do IPI seguiram a disposição da Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados (Tipi).

Embora as simplificações consideradas possam dar a impressão de que a carga tributária por faixa de renda será subestimada, é importante lembrar que está sendo levado em conta que todos os produtos adquiridos pelas famílias foram comercializados

5. Para o PIS/PASEP a não cumulativa foi instituída pela Lei nº 10.637/2002, e para a Cofins pela Lei nº 10.833/2003.

6. Previstas na Lei nº 10.865/2004, Artigo 28.

regularmente, sendo que há projeções de que a sonegação de impostos no Brasil chega a 30% do total arrecadado (CHIARA, 2007).

2.1 Análise da progressividade

Para determinar se um tributo é progressivo ou regressivo, será usado o índice desenvolvido por Lerman e Yitzhaki (1995). O índice desenvolvido por estes autores toma como base o ordenamento da renda final, isto é, a renda após a incidência do imposto ou do benefício. A justificativa para o uso do índice de Lerman-Yitzhaki é que deve ser levada em consideração a possibilidade de um imposto afetar a reordenação das rendas. Índices de progressividade, como o de Kakwani, que usam a ordenação da renda inicial, desconsideram a “(...) possibilidade de a ordenação das rendas finais ser diferente das rendas iniciais” (HOFFMANN, 2007b, p. 180).⁷

Sendo G_z o índice de Gini da renda final e C_z^* a razão de concentração do imposto, definida com base na ordenação da renda final, o índice Lerman-Yitzhaki, π_{LY} , para esse imposto, é:

$$\pi_{LY} = C_z^* - G_z \quad (1)$$

Valores positivos indicam que o imposto é progressivo e valores negativos indicam que o imposto é regressivo. Será usada a ordenação da renda familiar *per capita* para encontrar o índice de Lerman-Yitzhaki.

Para um benefício, como é o caso da restituição do IR, o índice Lerman-Yitzhaki é:

$$\pi_{LY} = G_z - C_z^* \quad (2)$$

Novamente, valores positivos indicam que o benefício é progressivo e valores negativos indicam que o benefício é regressivo. A diferença entre as definições (1) e (2) se justifica pelo fato de que um imposto é uma parcela *negativa* da renda final, e que um benefício é uma parcela *positiva* dessa renda. Um acréscimo marginal em uma parcela progressiva causa redução no valor do índice de Gini da distribuição da renda final (HOFFMANN, 2007b).

7. Para maiores detalhes, ver Lerman e Yitzhaki (1995), Hoffmann (2007b), neste artigo o “índice de Lerman-Yitzhaki” foi denominado “índice de Kakwani modificado”, em Hoffmann (2009) já foi usada a denominação “índice de Lerman-Yitzhaki”.

3 ESTIMAÇÃO DA CARGA TRIBUTÁRIA: A SITUAÇÃO ATUAL

No presente estudo há dois tipos de impostos indiretos: aqueles para os quais a alíquota prevista em lei coincide com a taxa efetiva, a e aqueles para os quais a alíquota é diferente da taxa efetiva, A . Quando a alíquota prevista em lei é aplicada sobre o valor da nota fiscal, há uma diferença entre alíquota e taxa. Dos impostos indiretos considerados, apenas no caso do IPI a alíquota coincide com a taxa, pois a alíquota é aplicada sobre o valor livre de impostos. Para os demais (ICMS, PIS, Cofins e ISS) as alíquotas não coincidem com a taxa efetiva.

Definindo d como o valor da despesa, A a alíquota do(s) imposto(s) que incide(m) sobre d e a como a(s) alíquota(s) do(s) imposto(s) que incide(m) sobre o valor (x) da despesa antes dos impostos, esse valor é:

$$x = \frac{d \left[1 - \sum A \right]}{\left(1 + \sum a \right)} \quad (3)$$

Para o caso dos impostos indiretos considerados, o somatório do numerador é formado pelas alíquotas dos seguintes impostos: ICMS, PIS, Cofins e ISS. O somatório do denominador é formado apenas pelo IPI. É importante lembrar que quando incide ISS não incide ICMS.

Embora esteja previsto na Lei nº 10.637/2002, Artigo 1º, § 3º e Lei nº 10.833/2003, Artigo 1º, § 3º que os valores referentes ao ICMS e ao IPI podem ser deduzidos da base de cálculo para apuração do PIS e da Cofins, isso não é verificado na prática. Em primeiro lugar porque a lei diz “podem”, em vez de “devem”, e também há uma confusão criada pelo inciso I, do Artigo 195 da Constituição Federal, sobre cuja base vão incidir o PIS e a Cofins.⁸

O valor dos impostos indiretos considerados, em unidades monetárias, é dado por:

$$t = d - x \quad (4)$$

A taxa dos impostos indiretos, r , é obtida por:

$$r = \frac{t}{x} \quad (5)$$

8. O inciso descreve que as contribuições dos empregadores para a seguridade social incidem sobre a folha de salários, o faturamento e o lucro.

O resultado desta equação é a carga tributária indireta efetiva. Para o ICMS, o PIS, a Cofins e o ISS é verificado que $r > A$, e para o IPI tem-se $r = a$.

A carga sobre o valor da despesa, r_d é:

$$r_d = \frac{t}{d} \quad (6)$$

Note-se que com simples manipulação algébrica, usando (4), (5) e (6), é possível verificar que:

$$r = \frac{r_d}{1 - r_d} \quad (7)$$

O valor em unidades monetárias do ICMS, o qual incide sobre o faturamento, é obtido pela multiplicação do valor da despesa pela respectiva alíquota, A_{ICMS}

$$ICMS = d(A_{ICMS}) \quad (8)$$

A taxa efetiva do ICMS, ressaltando que o ICMS incide sobre o valor da nota fiscal, é obtida por:

$$r_{ICMS} = \left(\frac{ICMS}{x} \right) 100 \quad (9)$$

O valor em reais do PIS e da Cofins é dado por:

$$PCof = d(A_{PIS} + A_{COF}) \quad (10)$$

A taxa efetiva conjunta do PIS e da Cofins é obtida por:

$$r_{Pcof} = \left(\frac{PCof}{x} \right) 100 \quad (11)$$

O IPI é obtido multiplicando-se o valor da despesa antes dos impostos pela sua alíquota, a_{IPI} , isto é,

$$IPI = x(a_{IPI}) \quad (12)$$

Note que este é o único imposto indireto considerado, em que $r = a$.

O ISS segue o mesmo procedimento do ICMS:

$$ISS = d(A_{ISS}) \quad (13)$$

A taxa efetiva do ISS é dada por:

$$r_{ISS} = \left(\frac{ISS}{x} \right) 100 \quad (14)$$

Perceba-se que a taxa efetiva do ICMS, do PIS, da Cofins e do ISS acaba sendo maior do que a alíquota prevista pela lei. Para ter ideia, suponha-se, hipoteticamente, que um fogão é vendido a um consumidor final por R\$ 1.000. Sobre esse valor incidem: IPI (10%), PIS e Cofins (9,25%) e ICMS (18%). Aplicando-se a equação (3) encontra-se um x igual a R\$ 661,36. O valor do IPI é R\$ 66,14, o qual é obtido aplicando a alíquota do IPI sobre a despesa livre dos impostos, x , pois, neste caso, $r = a$. O valor do ICMS é R\$ 180,00, que é obtido aplicando sua alíquota sobre o valor pago pelo consumidor, d . Da mesma forma que o ICMS, o PIS e a Cofins são obtidos aplicando suas alíquotas sobre o valor pago pelo consumidor, ou seja, o valor que consta na nota fiscal. Para o exemplo hipotético o PIS e a Cofins totalizam R\$ 92,50. Desta forma, a taxa efetiva do ICMS é 27,22% ($180 \div 661,36$) e do PIS e da Cofins em conjunto é 13,99% ($92,5 \div 661,36$), percentuais que estão bem acima dos definidos pela legislação. A carga indireta efetiva no exemplo é de 51,20%, em vez de 37,25% como parecia no início do exemplo. Certamente, esse mecanismo nem sempre é de fácil entendimento.

Como deve estar claro, há uma diferença na forma com que está sendo apurada a tributação direta e a indireta. A direta, por se basear nas informações da POF de 2002-2003, além de seguir as regras tributárias da época, é uma estimação da carga tributária efetiva. Já a carga tributária indireta é a potencial, ou seja, a que deveria ser paga seguindo regras mais atuais dos impostos indiretos. Por este motivo, optouse, no presente trabalho, tratar a carga tributária direta separadamente da indireta, para juntá-las apenas na subseção 3.5. Apesar dessa diferença no procedimento de estimação, é importante ter uma ideia de qual é a carga tributária total no país.

3.1 Carga tributária direta

A carga tributária direta líquida, isto é, deduzidas as restituições do IR⁹ e do INSS, está apresentada na tabela 3. Nesta também foram detalhados quatro dos principais

9. No ano de 2003 a faixa de isento do IR ia até R\$ 1.058 (RECEITA FEDERAL, 2007b).

tributos diretos, os quais representam 28,8% da arrecadação tributária total, todos em proporção da renda. Como era esperado, é sobre a última classe que incide a maior carga tributária direta.

TABELA 3

Carga tributária direta sobre as classes de renda familiar e impostos diretos selecionados, com base nas informações da POF de 2002-2003

Estratos de renda familiar ¹	Renda familiar	Imposto direto total	Imposto direto (%)	IPTU (%)	Previdência pública (%)	IPVA (%)	IR (%)
De 0 a 400	270,88	7,70	2,84	1,62	0,81	0,12	0,00
Mais de 400 até 600	500,29	17,11	3,42	1,55	1,20	0,12	0,00
Mais de 600 até 1.000	782,21	28,36	3,63	0,97	1,91	0,16	0,01
Mais de 1.000 até 1.200	1.098,60	44,85	4,08	0,88	2,19	0,24	0,03
Mais de 1.200 até 1.600	1.383,27	71,01	5,13	0,91	2,72	0,34	0,08
Mais de 1.600 até 2.000	1.787,20	104,48	5,85	1,02	3,22	0,34	0,17
Mais de 2.000 até 3.000	2.431,29	162,69	6,69	1,39	3,10	0,46	0,46
Mais de 3.000 até 4.000	3.443,50	229,26	6,66	0,97	3,01	0,53	1,04
Mais de 4.000 até 6.000	4.869,28	389,49	8,00	1,28	3,03	0,55	2,24
Mais de 6.000	11.086,34	1.016,57	9,17	1,05	2,43	0,42	4,12
Brasil	1.826,02	124,76	6,83	1,12	2,58	0,39	1,74

Fonte: Baseada nos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

A carga tributária direta sobre as famílias brasileiras tem uma taxa média de 6,83%. Dos impostos destacados na tabela 3, o relacionado com a previdência pública foi o que apresentou maior carga média, 2,58%. O IR é o que apresenta maior progressividade, chegando a 4,12% para a classe mais rica.

Uma informação que chama a atenção é a carga direta de 2,84% sobre o primeiro estrato de renda familiar. Como se vê, grande parte disso deve-se ao IPTU e à previdência pública. O IPTU, que é um imposto sobre patrimônio, onera proporcionalmente mais as famílias da primeira classe do que as famílias da última, mostrando-se regressivo quando comparadas essas duas faixas. A taxa do IPTU para as duas primeiras faixas está acima da média nacional, que é de 1,12%. O IPVA, que também incide sobre patrimônio, não é monotonicamente crescente.

O IR foi o único imposto que cresceu ao longo de todas as classes. Ressalta-se que o IR pode estar subestimado. O procedimento que segue tem o intuito de averiguar isto. Conforme os dados da POF de 2002-2003 o total de IR pago pelas famílias foi de R\$ 18,3 bilhões, ao passo que, segundo a Receita Federal (2007c), o total obtido com o IR foi de aproximadamente R\$ 23 bilhões. Ou seja, a arrecadação sugerida pela POF de 2002-2003 está 20,5% abaixo da indicada pela Receita Federal. Assim, é importante verificar qual é a carga efetiva média do IR no Brasil. Para atingir esse objetivo foram usadas as informações da Receita Federal

em conjunto com a das Contas Nacionais para o ano de 2003. A alíquota efetiva do IR no Brasil foi de 1,77%, a obtida com base na POF de 2002-2003 foi de 1,74%. Os resultados mostram que a estimativa da alíquota do IR obtida com base nos microdados da POF está muito próxima da que efetivamente ocorre no Brasil. Infelizmente os dados das Contas Nacionais, nem da Receita Federal, permitem saber qual é a situação por estrato de renda.

A tabela 4 apresenta uma forma análoga de analisar a carga tributária, considerando a renda *per capita*. A população foi dividida em 13 classes. Fazendo uma comparação entre as tabelas 3 e 4, o IPTU parece ter menor grau de regressividade do que antes, embora a porcentagem do IPTU na renda não cresça continuamente. As taxas desse imposto incidentes sobre as duas últimas faixas só não são menores que as incidentes sobre as duas primeiras. A regressividade do IPTU, no Brasil, é confirmada pelo índice de Lerman-Yitzhaki, que é igual a -0,081.

TABELA 4

Carga tributária direta sobre a renda familiar *per capita* e impostos diretos *per capita*, com base nas informações da POF de 2002-2003

Classes de renda familiar <i>per capita</i> (R\$) ¹	Renda familiar <i>per capita</i>	Carga direta <i>per capita</i> (%)	IPTU (%)	Previdência pública (%)	IPVA (%)	IR (%)
Até 120	73,44	2,25	0,57	1,07	0,09	0,00
Maior que 120 até 240	175,55	3,45	0,81	1,89	0,15	0,02
Maior que 240 até 360	294,06	4,56	1,10	2,34	0,22	0,03
Maior que 360 até 480	413,66	5,53	1,32	2,78	0,34	0,10
Maior que 480 até 600	535,41	5,76	1,26	2,87	0,38	0,21
Maior que 600 até 720	655,46	6,34	1,12	3,20	0,42	0,43
Maior que 720 até 960	829,46	6,76	1,22	3,07	0,47	0,63
Maior que 960 até 1.200	1.072,60	6,85	1,24	2,72	0,55	1,43
Maior que 1.200 até 1.440	1.297,31	7,14	1,12	2,83	0,55	1,88
Maior que 1.440 até 1.920	1.660,97	8,34	1,24	3,11	0,54	2,47
Maior que 1.920 até 2.640	2.239,50	8,84	1,32	2,76	0,55	3,21
Maior que 2.640 até 3.840	3.131,84	9,25	1,00	2,71	0,45	3,95
Maior que 3.840	6.639,79	9,27	1,04	2,11	0,34	4,52
Brasil	503,72	6,83	1,12	2,58	0,39	1,74
Índice de Lerman-Yitzhaki		0,0697	-0,081	0,006	0,128	0,307
Índice de Gini ²	0,5896	0,5826	0,5898	0,5891	0,5891	0,5839

Fonte: Elaboração baseada nos microdados da POF de 2002-2003.

Notas: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

² Para a renda familiar *per capita* o índice de Gini foi calculado seguindo sua ordenação, para cada imposto selecionado o índice de Gini foi calculado com base na ordenação da renda familiar *per capita* após a dedução do imposto indicado na coluna.

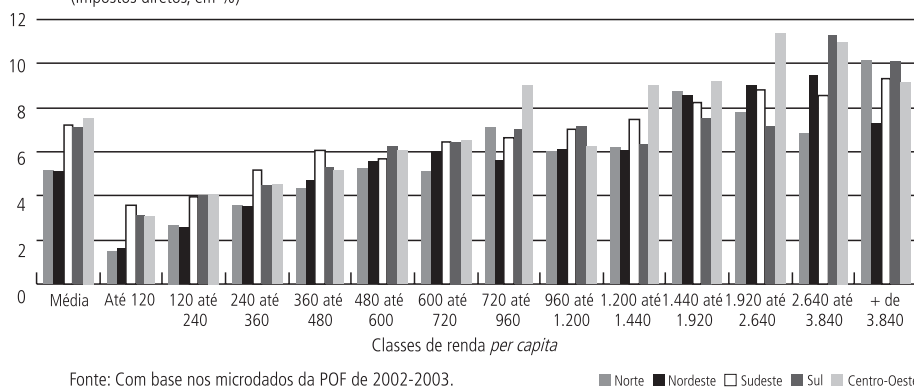
A carga tributária direta, o IPVA e o IR são progressivos, com respectivos índices de Lerman-Yitzhaki de 0,0697, 0,128 e 0,307. A contribuição para o INSS apresentou índice de progressividade próximo de zero, 0,006. A carga tributária direta é progressiva, isto é, os impostos diretos contribuem para reduzir

a desigualdade. Como mostra Hoffmann (2007b), a mudança no índice de Gini decorrente do imposto pode ser decomposta em uma parcela proporcional ao índice de Lerman-Yitzhaki e um efeito da reordenação. O índice de Gini calculado com base na ordenação da renda familiar *per capita* é, no Brasil, 0,5896.¹⁰ Ao deduzir os impostos diretos da renda familiar *per capita*, obtém-se um índice de Gini de 0,5826. Essa redução ocorreu devido a uma parte associada à progressividade, 0,0048, e outra à reordenação, 0,0022.

O comportamento da carga tributária direta por região geográfica pode ser visto no gráfico 1. A carga mais elevada para o primeiro estrato, até R\$ 120, é verificada na região Sudeste, sendo que o Rio de Janeiro tem uma carga tributária direta *per capita* de 7,86% nessa classe de renda, e o IPTU representou 3,57% da renda familiar *per capita* nesse estado. Nos três estratos seguintes, São Paulo e Rio de Janeiro dividem a responsabilidade de manter uma carga mais elevada na região. O IPTU e a previdência pública são os impostos diretos que têm a maior participação sobre essas faixas de renda.

GRÁFICO 1

Carga tributária direta *per capita* por região para as classes de renda selecionadas (Impostos diretos, em %)



O Centro-Oeste apresentou a maior carga direta *per capita*, 11,34%, a qual foi verificada na classe que vai de R\$ 1.920 até R\$ 2.640. O Distrito Federal e o Mato Grosso do Sul foram os determinantes para tanto. Boa parte da carga direta vista no Distrito Federal deve-se ao IR, e uma explicação para isso é o maior número de funcionários públicos com desconto do IR na fonte.

Uma observação quanto à carga tributária direta diz respeito às diferenças regionais. As cargas de impostos diretos no Norte e no Nordeste são, em média,

10. Calculado com base na POF de 2002-2003 sem as informações incompatíveis.

muito próximas, com pouco mais de 5%, enquanto as outras regiões tiveram percentuais médios acima de 7%. Para saber se essa diferença é decorrente de políticas tributárias focalizadas, foi estimado um modelo no qual a variável dependente é a carga direta média para cada UF e as variáveis explicativas são as respectivas rendas médias e uma variável binária com valor 1 apenas para as regiões Norte e Nordeste. O resultado mostra que o coeficiente da variável binária não é significativo, indicando que as diferenças dos impostos diretos entre as regiões devem-se, basicamente, às diferenças no nível de renda.

No Norte o índice Lerman-Yitzhaki é 0,151 para a carga tributária direta. Nessa região o IPTU, o IR, o INSS e o IPVA apresentaram índices positivos. O índice de Gini antes da incidência dos impostos diretos é 0,5668, após a incidência dos impostos diretos é 0,5573. A parcela associada à progressividade é 0,0078, e a referente à reordenação, 0,0017.

Assim como a região Norte, o Nordeste apresentou índice de Lerman-Yitzhaki positivo para todos os impostos diretos destacados. A carga tributária direta teve índice de progressividade de 0,14. Sendo assim, o índice de Gini cairia de 0,590 para 0,5813 se só incidissem impostos diretos na região. A parte associada à progressividade é 0,0072, e a referente à reordenação, 0,0015.

Embora a região Sudeste tenha índice de Lerman-Yitzhaki positivo para os impostos diretos, 0,04, este ficou bem abaixo do valor do Norte e Nordeste. O IPTU apresentou índice negativo na região Sudeste, -0,148.

Na região Sul o índice de progressividade para a carga tributária direta é 0,09. O IPTU foi o único dos impostos diretos destacados com índice negativo, -0,127.

Embora com valor muito próximo de zero, indicando que os impostos diretos são neutros no Centro-Oeste, o índice de progressividade foi negativo, -0,005. Esse resultado foi decorrente dos índices negativos do IPTU, -0,089, e do INSS, -0,15. Esses impostos tiveram uma participação de 3,62% da renda familiar *per capita*, enquanto o IR e IPVA tiveram uma participação de 2,29%. No Centro-Oeste, a mudança do índice de Gini de 0,5956 para 0,5928, após a incidência dos impostos diretos, ocorreu devido a uma parte associada à progressividade, -0,0004, e outra à reordenação, 0,0032.

3.2 Carga tributária indireta

As alíquotas médias dos impostos indiretos, por grupo de despesa e por faixa de renda, estão apresentadas na tabela 5. O grupo de despesa fumo foi o que apresentou maior alíquota média, 81,06%, é importante lembrar que neste caso a alíquota elevada é uma questão de saúde pública, seguido do grupo higiene, 39,95%. O grupo de despesa que apresentou a menor alíquota média foi serviços pessoais.

TABELA 5
Alíquota média dos impostos indiretos por grupo de despesa, segundo as classes selecionadas
 (Alíquotas em %)

Classes de renda familiar (R\$) ¹ (Alíquotas em %)	Alimentos no domicílio	Alimentação fora	Habituação	Vestuário	Transporte	Higiene	Saúde	Educação	Lazer	Fumo	Serviços pessoais	Aumento do ativo
De 0 a 400	14,54	30,30	21,59	26,86	12,63	38,46	22,81	20,70	21,19	75,48	8,19	14,07
Mais de 400 até 600	14,55	29,55	21,65	27,04	13,79	38,80	21,61	16,22	20,08	78,70	8,22	16,71
Mais de 600 até 1.000	14,90	29,57	21,43	27,05	15,33	39,26	19,99	13,45	20,53	80,83	8,33	13,84
Mais de 1.000 até 1.200	14,91	27,88	21,26	27,24	15,30	39,98	19,32	10,90	19,82	81,89	8,35	13,46
Mais de 1.200 até 1.600	15,39	28,48	20,32	27,22	17,00	39,35	17,83	10,03	19,23	81,61	8,43	14,27
Mais de 1.600 até 2.000	16,04	27,14	18,81	27,28	18,97	39,58	17,07	8,81	18,67	83,02	8,40	12,98
Mais de 2.000 até 3.000	15,92	26,54	18,34	27,36	21,59	40,34	16,00	8,26	18,08	82,46	8,45	14,13
Mais de 3.000 até 4.000	16,75	25,80	16,75	27,52	25,74	41,05	14,77	7,81	17,22	83,44	8,48	11,13
Mais de 4.000 até 6.000	17,21	24,65	15,47	27,75	34,36	41,36	13,81	7,28	16,06	82,19	8,49	9,24
Mais de 6.000	17,60	23,04	14,87	27,74	37,13	40,37	12,26	7,28	16,23	80,61	8,46	4,32
Média	15,72	26,22	18,22	27,38	26,55	39,95	15,84	8,23	17,61	81,06	8,42	9,17

Fonte: Baseada nos microdados da POF de 2002-2003 em conjunto com a legislação tributária.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

Na tabela 6 é apresentada a participação dos grupos de despesa monetária na renda de cada classe. Optou-se por considerar apenas a despesa monetária, tendo em vista a grande participação da despesa não monetária na despesa total das famílias de baixa renda, o que provocaria um viés para cima das estimativas da carga indireta sobre as famílias pobres.¹¹ As famílias que recebem até R\$ 400 destinam, em média, 41,23% da renda para pagar despesas com alimentação, 23,30% com habitação, 11,95% para transporte e gastam 6,87% com despesas de vestuário.

Note-se que há uma grande concentração da despesa das famílias de baixa renda em dois grupos, o que tem implicações significativas sobre a progressividade da carga de tributos indiretos. Quanto maior a renda, mais uniformemente se distribui o percentual da renda para cada grupo de despesa. As famílias com renda média acima de R\$ 6 mil destinam 7,81% de sua renda a gastos com habitação, 12,86% com transporte e 5,67% com aumento do ativo.

Essas características fazem com que a carga tributária indireta, quando tomada a renda como base, seja regressiva para a maioria dos produtos apresentados na tabela 7. Os grupos de despesas que tiveram maior participação no orçamento das famílias pobres foram regressivos, cabendo destaque para os grupos alimentos e habitação. Já transporte é progressivo, este que é um grupo de despesa com grande participação no orçamento das famílias mais ricas. A carga tributária indireta sobre alimentos e sobre habitação cai invariavelmente do primeiro estrato até o último.

A carga tributária indireta em termos do rendimento familiar é apresentada na tabela 8. Como não foram considerados todos os grupos de despesas na tabela 7, o somatório das colunas desta tabela ficará aquém da carga indireta verificada na tabela 8. Os tributos indiretos são regressivos no Brasil. Isto era esperado, uma vez que as famílias mais pobres destinam uma parcela maior de sua renda para o consumo. A carga indireta sobre a classe de renda familiar de até R\$ 400 é de 21,01%. O menor percentual da carga indireta é 10,14% da renda para a última classe selecionada.

O ICMS, que é um imposto estadual, é o que tem maior participação na carga tributária indireta sobre as famílias, seguido do PIS e da Cofins, que são impostos federais. O ISS, que é municipal, representa uma taxa menos variável conforme estratos de renda.

A última coluna da tabela 8 apresenta a carga tributária indireta sobre a despesa familiar. O resultado apresentado é bastante intrigante e revela o caráter perverso do sistema tributário brasileiro quando é pensado em equidade. Ora, é esperado observar regressividade nos impostos indiretos quando se toma por base

11. Conforme a POF de 2002-2003, a participação da despesa não monetária na despesa total das famílias do estrato mais pobre foi 26,24%, sendo que para as famílias do estrato mais rico foi 16,5%.

TABELA 6
Participação do grupo de despesa monetária na renda familiar, segundo as classes selecionadas
 (Em %)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Alimentos no domicílio	Alimentação fora	Habituação	Vestuário	Transporte	Higiene	Saúde	Educação	Lazer	Fumo	Serviços pessoais	Aumento do ativo
De 0 a 400	41,23	4,17	23,30	6,87	11,95	3,52	6,35	0,96	1,04	1,72	1,04	2,98
Mais de 400 até 600	30,16	4,09	18,29	6,23	10,71	2,95	6,05	1,15	1,24	1,33	0,88	2,49
Mais de 600 até 1.000	22,34	3,62	14,98	5,75	11,87	2,58	5,70	1,34	1,40	1,10	0,89	3,03
Mais de 1.000 até 1.200	18,35	4,28	13,14	5,73	12,62	2,53	5,44	1,77	1,72	1,06	0,89	3,60
Mais de 1.200 até 1.600	15,96	4,08	12,58	5,39	14,22	2,22	5,55	1,99	1,73	0,79	0,86	3,70
Mais de 1.600 até 2.000	14,32	4,08	13,22	5,29	14,90	2,34	5,92	2,78	2,06	0,70	0,93	3,84
Mais de 2.000 até 3.000	11,21	4,00	11,10	4,60	16,42	1,68	5,45	3,49	2,15	0,51	0,89	3,93
Mais de 3.000 até 4.000	8,71	4,21	10,49	4,13	16,70	1,56	5,22	4,12	2,28	0,43	0,91	3,14
Mais de 4.000 até 6.000	6,68	3,60	10,31	3,45	15,68	1,22	5,40	4,72	2,28	0,29	0,87	3,54
Mais de 6.000	4,26	2,63	7,81	2,41	12,86	0,83	4,42	3,84	1,66	0,18	0,63	5,67
Média	11,59	3,54	11,19	4,11	14,07	1,65	5,21	3,23	1,84	0,55	0,81	4,15

Fonte: Baseada nos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: ¹ R\$, de 15 de janeiro de 2003.

a renda, mas não quando a base é o dispêndio monetário das famílias. Os resultados indicam que, mesmo quando se subtrai a parcela que não é consumida da renda, as famílias mais ricas pagam proporcionalmente menos. Ou seja, o padrão de consumo das famílias mais pobres está sendo mais tributado que o padrão de consumo das famílias ricas.¹²

TABELA 7

Carga tributária indireta por grupos de despesa selecionados, expressa como porcentagem da renda familiar, segundo as classes de renda selecionadas
(Em %)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Alimentos	Alimentação fora	Habitação	Vestuário	Transporte	Higiene	Saúde	Educação
De 0 a 400	5,99	1,26	5,03	1,84	1,51	1,35	1,45	0,20
Mais de 400 até 600	4,39	1,21	3,96	1,68	1,48	1,14	1,31	0,19
Mais de 600 até 1.000	3,33	1,07	3,21	1,55	1,82	1,01	1,14	0,18
Mais de 1.000 até 1.200	2,74	1,19	2,79	1,56	1,93	1,01	1,05	0,19
Mais de 1.200 até 1.600	2,46	1,16	2,56	1,47	2,42	0,88	0,99	0,20
Mais de 1.600 até 2.000	2,30	1,11	2,49	1,44	2,83	0,93	1,01	0,24
Mais de 2.000 até 3.000	1,79	1,06	2,04	1,26	3,55	0,68	0,87	0,29
Mais de 3.000 até 4.000	1,46	1,09	1,76	1,14	4,30	0,64	0,77	0,32
Mais de 4.000 até 6.000	1,15	0,89	1,59	0,96	5,39	0,51	0,75	0,34
Mais de 6.000	0,75	0,61	1,16	0,67	4,77	0,33	0,54	0,28
Média	1,82	0,93	2,04	1,13	3,74	0,66	0,83	0,27

Fonte: Elaboração baseada nos microdados da POF de 2002-2003 em conjunto com a legislação tributária.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

TABELA 8

Carga tributária indireta sobre a renda familiar, por imposto selecionado e sobre a despesa familiar monetária, segundo as classes selecionadas
(Em %)

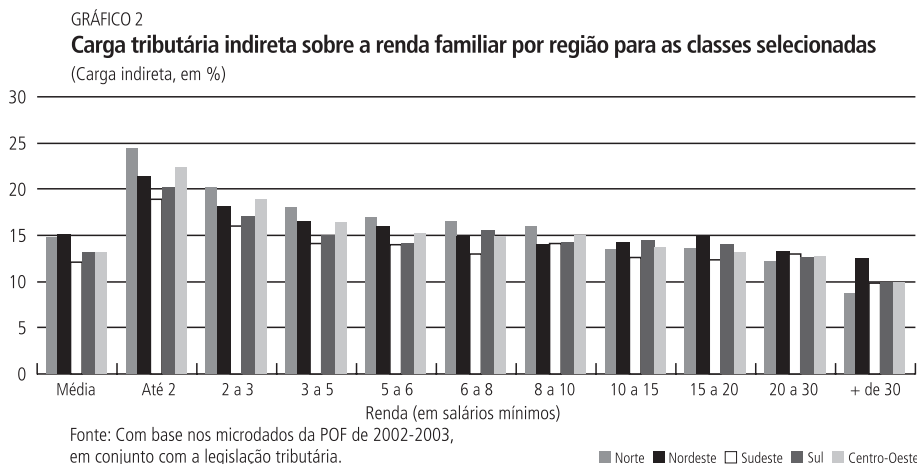
Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda	ICMS	ISS	PIS e Cofins	IPI	Carga indireta sobre despesa familiar
De 0 a 400	21,01	11,08	0,38	7,17	2,38	18,59
Mais de 400 até 600	17,49	9,08	0,35	5,92	2,13	18,50
Mais de 600 até 1.000	15,34	7,92	0,36	5,11	1,95	17,78
Mais de 1.000 até 1.200	14,62	7,47	0,39	4,85	1,91	17,74
Mais de 1.200 até 1.600	14,08	7,23	0,43	4,66	1,77	16,63
Mais de 1.600 até 2.000	14,27	7,21	0,47	4,66	1,93	16,47
Mais de 2.000 até 3.000	13,31	6,48	0,48	4,24	2,11	16,16
Mais de 3.000 até 4.000	13,03	6,00	0,56	3,97	2,49	16,14
Mais de 4.000 até 6.000	12,90	5,44	0,53	3,64	3,29	16,26
Mais de 6.000	10,14	4,01	0,47	2,77	2,89	13,89
Média	12,96	6,03	0,46	3,98	2,48	16,01

Fonte: Baseada nos microdados da POF de 2002-2003 em conjunto com a legislação tributária.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

12. Para uma discussão mais detalhada sobre a base adotada, ver, entre outros, Musgrave e Musgrave (1980) e Creedy (1998).

A grande relevância do ICMS na regressividade dos impostos torna necessária a apuração da carga indireta para cada região do país. As diferenças regionais da carga tributária indireta podem ser vistas no gráfico 2.



A região Norte apresentou os dois extremos, a maior e a menor carga indireta. A maior ocorre no primeiro estrato, 24,45%, e a menor no último estrato, 8,69%. O Amapá¹³ tem a maior carga tributária indireta, que é de 32,07% para a primeira faixa selecionada. Logo após vem Roraima, com uma carga de 31,98% sobre a mesma classe de renda. Esses estados foram os que apresentaram a maior carga do ICMS para as famílias do primeiro estrato, o Amapá com 17,19% e Roraima com 17,65%. O índice de Lerman-Yitzhaki para os impostos indiretos da região Norte é $-0,228$, ou seja, os impostos indiretos são regressivos. Todos os impostos indiretos tiveram índices de progressividade negativos. O índice de Gini da região aumenta de 0,5668 para 0,5951 após a incidência dos impostos indiretos.

Em todas as regiões o imposto mais regressivo foi o ICMS. O ISS só apresentou índice de progressividade negativo no Norte, mas está muito próximo de zero; nas outras regiões o índice de Lerman-Yitzhaki associado ao ISS é positivo.

O Nordeste apresentou índice de progressividade de $-0,154$ para os impostos indiretos. O Sudeste foi a região que apresentou menor carga tributária indireta para os três primeiros estratos. O índice de Lerman-Yitzhaki é $-0,139$ para os impostos indiretos no Sudeste. Nessa região, o Espírito Santo foi o estado que apresentou menor carga indireta, 18,22%, sobre a renda das famílias da primeira classe. O Sul tem índice de progressividade dos impostos indiretos de $-0,175$.

13. A carga tributária indireta de cada UF; está disponível na tabela A.1 do anexo A.

No Brasil, o Paraná é o estado que tem a menor carga tributária indireta para o estrato que vai até dois salários mínimos (SMs), 17,16%. Não coincidentemente, o Paraná foi o estado que apresentou a menor carga do ICMS para esse estrato de renda, 8,57%. O Centro-Oeste apresentou índice de Lerman-Yitzhaki de -0,191 para os impostos indiretos.

De uma forma geral, Norte e Nordeste são as regiões com maiores taxas decorrentes da tributação sobre produtos alimentícios, como mostra a tabela 9. Já a menor carga foi verificada na região Sudeste. Uma justificativa para que isso ocorra é que a tributação de itens básicos, como é o caso dos alimentos, é uma fonte de receita importante das regiões mais pobres, o que é uma questão interessante para ser investigada, mas que foge do escopo do presente estudo. Levando em conta que no Norte e no Nordeste os problemas nutricionais são maiores (PNUD, 2005), os resultados dão a ideia de que as autoridades públicas dessas regiões não percebem que os tributos indiretos incidentes sobre alimentos vão em caminho oposto à solução desse problema.

TABELA 9

Carga tributária indireta incidente sobre produtos alimentícios, tomada a renda como base

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Até 2 SMs	7,39	7,08	4,15	4,72	5,00
Mais de 2 até 3	5,61	5,13	3,64	3,67	4,15
Mais de 3 até 5	4,30	4,09	2,92	2,99	3,08
Mais de 5 até 6	3,44	3,25	2,56	2,51	2,63
Mais de 6 até 8	3,16	2,95	2,32	2,34	2,24
Mais de 8 até 10	2,53	2,34	2,36	2,13	1,98
Mais de 10 até 15	2,01	2,13	1,75	1,66	1,61
Mais de 15 até 20	1,75	1,82	1,37	1,54	1,30
Mais de 20 até 30	1,54	1,24	1,17	1,03	0,90
Mais de 30 SM	0,55	0,79	0,81	0,66	0,53
Média	2,71	2,79	1,57	1,63	1,58

Fonte: Elaboração baseada nos microdados da POF de 2002-2003 em conjunto com a legislação tributária.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

Em termos *per capita* a situação não muda muito, como observado na tabela 10. É possível perceber, entretanto, que a regressividade se agrava com o aumento da renda. O mesmo é visto quando se analisa a carga direta sobre a despesa *per capita*. A carga média do ICMS sobre a renda familiar *per capita* cai 71,57% entre a primeira e a última faixa. O PIS e a Cofins vão em caminho semelhante.

O índice de Lerman-Yitzhaki de -0,157 indica que a carga tributária indireta no Brasil é regressiva. Os impostos indiretos contribuem para aumentar a desigualdade. O índice de Gini aumenta de 0,5896 para 0,6059 após a incidência dos impostos indiretos.

TABELA 10

Carga tributária indireta sobre a renda familiar, por imposto selecionado e sobre a despesa monetária familiar, segundo as classes selecionadas
(Em %)

Classe de renda familiar <i>per capita</i> (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda	ICMS	ISS	PIS e Cofins	IPI	Carga indireta sobre a despesa
Até 120	20,73	10,94	0,36	7,05	2,39	19,24
Maior que 120 até 240	16,91	8,74	0,38	5,66	2,14	18,51
Maior que 240 até 360	14,99	7,67	0,40	4,98	1,93	17,72
Maior que 360 até 480	13,97	7,11	0,44	4,59	1,83	16,80
Maior que 480 até 600	13,56	6,77	0,47	4,43	1,89	16,08
Maior que 600 até 720	13,46	6,57	0,47	4,27	2,15	16,34
Maior que 720 até 960	13,36	6,35	0,51	4,16	2,34	16,00
Maior que 960 até 1.200	13,52	6,00	0,58	4,05	2,89	16,39
Maior que 1.200 até 1.440	12,61	5,63	0,49	3,70	2,78	16,48
Maior que 1.440 até 1.920	13,07	5,29	0,57	3,58	3,63	15,78
Maior que 1.920 até 2.640	11,70	4,98	0,57	3,34	2,81	14,43
Maior que 2.640 até 3.840	11,00	4,35	0,50	2,97	3,18	15,04
Maior que 3.840	8,02	3,11	0,36	2,17	2,38	12,19
Brasil	12,96	6,03	0,46	3,98	2,48	16,01
Índice de Lerman-Yitzhaki	-0,157	-0,157	0,034	-0,137	0,013	-0,075
Índice de Gini ^{2,3}	0,606	0,599	0,590	0,595	0,589	0,625 ³

Fonte: Elaboração baseada nos microdados da POF de 2002-2003 em conjunto com a legislação tributária.

Notas: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

² Para cada imposto selecionado o índice de Gini foi calculado com base na ordenação da renda familiar *per capita* após a dedução do imposto indicado na coluna.

³ O Índice de Gini com base na ordenação da despesa familiar *per capita* antes da tributação indireta é 0,614.

Dos impostos indiretos destacados o que apresenta maior regressividade é o ICMS, -0,157, seguido do PIS e da Cofins, -0,137. O ISS e o IPI apresentaram índices positivos, 0,034 e 0,013, respectivamente.¹⁴ Estes índices de progressividade positivos indicam que é possível ter impostos indiretos que não são regressivos.

A má seleção dos impostos indiretos no Brasil, no que se refere à progressividade dos impostos, é comprovada pelo índice de progressividade de -0,075 para a tributação indireta quando tomada a despesa familiar *per capita* como base. Os impostos indiretos deveriam ser lineares ou algo próximo disto quando tomada esta base como referência.

3.3 Carga tributária total

Na tabela 11 são apresentadas duas formas de analisar a carga tributária total: uma tomando como base a renda familiar *per capita* e a outra tomando como base a

14. Apenas o Sul e o Norte apresentaram índices de progressividade negativos para o IPI, -0,0046 e -0,056, respectivamente, sendo que no Sul está muito próximo de zero.

despesa familiar *per capita*. Note-se que a conclusão quanto à progressividade difere consideravelmente se for adotada uma base ou outra.

TABELA 11

Carga tributária total sobre a renda familiar e sobre a despesa monetária familiar para as classes selecionadas

Classes de renda familiar <i>per capita</i> (R\$) ¹	Carga total sobre a renda (%)	Carga total sobre a despesa (%)
Até 120	22,99	21,33
Maior que 120 até 240	20,37	22,29
Maior que 240 até 360	19,55	23,12
Maior que 360 até 480	19,50	23,45
Maior que 480 até 600	19,32	22,91
Maior que 600 até 720	19,79	24,04
Maior que 720 até 960	20,12	24,10
Maior que 960 até 1.200	20,37	24,69
Maior que 1.200 até 1.440	19,75	25,82
Maior que 1.440 até 1.920	21,41	25,85
Maior que 1.920 até 2.640	20,53	25,34
Maior que 2.640 até 3.840	20,25	27,69
Maior que 3.840	17,29	26,28
Brasil	19,79	24,45
Índice de Lerman-Yitzhaki	-0,099	-0,025
Índice de Gini ²	0,600	0,616

Fonte: Elaboração baseada nos microdados da POF de 2002-2003 em conjunto com a legislação tributária.

Notas: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

² Para cada imposto selecionado o índice de Gini foi calculado com base na ordenação da renda familiar *per capita* após a dedução do imposto indicado na coluna.

Quando tomada a renda como base, nota-se que o sistema tributário é regressivo. Neste caso, o índice de Lerman-Yitzhaki para a carga tributária total é -0,099. O índice de Gini aumenta de 0,5896 para 0,60 após incidência da tributação no Brasil.

Já quando é considerada a despesa familiar, verifica-se que há um aumento da carga quando se compara a primeira faixa à última. Apesar disso, o índice de Lerman-Yitzhaki foi negativo, indicando que a carga tributária é regressiva, mesmo quando tomada a despesa familiar *per capita* como base. Os resultados sugerem que a carga tributária no Brasil contribui para o aumento da desigualdade, o que é comprovado pelo aumento do índice de Gini de 0,614 para 0,616 após a incidência dos impostos totais tomada a ordenação da despesa monetária familiar *per capita*. É importante ressaltar que, neste caso, o aumento do índice de Gini foi pequeno e o índice de progressividade está muito próximo de zero, indicando que o sistema tributário está próximo de um sistema neutro quando tomada como base a despesa monetária.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como foi possível observar no presente trabalho, a carga tributária total no Brasil é regressiva quando tomada a renda como base. Destacam-se dois motivos para tanto. Um é que os impostos diretos, apesar de progressivos, têm baixa participação na renda. Enquanto a carga tributária direta representa 6,83% da renda média, os impostos indiretos representam 12,96%. O outro é que não é feita uma seleção satisfatória dos produtos na hora de tributar o consumo das famílias no Brasil, uma vez que a carga tributária indireta sobre a despesa monetária das famílias mais pobres foi maior que a carga sobre a despesa das famílias mais ricas.

Quando tomada a despesa como base, a carga tributária total apresentou índice de Lerman-Yitzhaki negativo, mas muito próximo de zero, o que indica um sistema quase neutro quando tomada a despesa como base.

Apenas o Centro-Oeste apresentou índice de progressividade negativo para os impostos diretos. Esse resultado é decorrente do IPTU e do INSS. Salvo o Norte e o Nordeste, nas demais regiões o IPTU apresentou índice negativo. O IPTU, que é um imposto sobre patrimônio, onera proporcionalmente mais as famílias da classe mais pobre do que as famílias da classe mais rica no Sul, no Sudeste e no Centro-Oeste. O IPTU é um exemplo nítido de que poderia ser melhorada a progressividade da carga direta. O grande problema é que este é um imposto municipal e depende do poder local para fazer a alteração. Talvez seja o caso de estabelecer uma regulamentação geral sobre os critérios das alíquotas empregadas sobre o valor do imóvel.

Muito embora o IR seja o mais progressivo de todos os impostos apresentados, a taxa efetiva máxima de 4,12% para as famílias com renda *per capita* acima de R\$ 3.840 está muito distante da prevista em lei, que era, na margem, 27,5% para as pessoas que recebiam mais de R\$ 2.115 nos anos de 2002 e 2003. Por mais que sejam considerados erros na POF de 2002-2003, é difícil acreditar que o valor efetivo chegará próximo ao previsto. Uma sugestão para estudo futuro é comparar o IR pago por pessoas que trabalham em atividades que têm todo o rendimento declarado, como os funcionários públicos com dedicação exclusiva, com o IR pago por pessoas que trabalham em atividades com maior probabilidade de sonegação, como profissionais liberais. É provável que os resultados indiquem que o aumento da participação do IR é mais um problema de fiscalização que de aumento das alíquotas.

O ICMS, o PIS e a Cofins são regressivos conforme o índice de Lerman-Yitzhaki em todas as regiões. O ICMS foi o imposto responsável pelas diferenças regionais observadas. Os índices positivos para o ISS e IPI indicam que é possível ter impostos indiretos progressivos.

Uma forma de diminuir a regressividade do sistema tributário brasileiro é a redução dos impostos sobre alimentos, o que pode servir como um complemento dos programas de renda mínima do governo na busca de um melhor bem-estar da população pobre.

ABSTRACT

The paper presents a detailed study of the current incidence of the Brazilian tax system. Indirect tax rates were detailed as much as possible, considering the tax regulations of the country, states and their respective capital cities. Combining this information with the 2002-2003 family budget survey (POF) database, it could be verified that the Brazilian tax system is regressive when based on income. This is mainly due to indirect taxes, and more specifically to Value added tax (ICMS), Social Security (PIS) and Social Security Financing Tax (Cofins). However, we must point out that the low participation of indirect taxes does not allow a balance of the tax burden per income class. Municipal tax on properties (IPTU) is regressive in relation to *per capita* family income. The study also showed that there are regional differences as to indirect taxes.

REFERÊNCIAS

- CHIARA, M. de. Sonegação de impostos equivale a 30% do PIB. *O Estado de S. Paulo*, São Paulo, 8 de set. de 2007. Disponível em: <http://www.estadao.com.br/economia/not_eco48525,0.htm> Acessado em: 24 nov. 2007.
- CREEDY, J. Are consumption taxes regressive? *The Australian Economic Review*, Melbourne, v. 31, n. 2, p. 107-116, Jun.1998.
- DEATON, A; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, Nashville, v. 70, n. 3, p. 312-326, Jun. 1980.
- ERIS, I. *et al.* A distribuição de renda e o sistema tributário no Brasil. In: ERIS, C. C. C.; ERIS, I.; MONTORO-FILHO, A. F. *Finanças públicas*. São Paulo: Pioneira/Fipe, 1983. p. 95-151.
- HOFFMANN, R. Queda da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, de 1995 a 2005, e delimitação dos relativamente ricos em 2005. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007a. v. 1, cap. 1, p. 93-105.
- _____. Medindo a regressividade das transferências. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007b. v. II, cap. 20, p. 179-195.
- _____. Desigualdade da distribuição de renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar *per capita*. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 213-231, abr. 2009.
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003-microdados*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004. 1 CD-ROM.
- _____. *Sistema de Contas Nacionais: Brasil 2003*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/referencia1985/2003/contas-nacionais2003.pdf>> Acessado em: 9 jun. 2010.

LANGONI, C. G. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. Changing ranks and the inequality impacts of taxes and transfers. *National Tax Journal*, v. 48, n. 1, p. 45-59, Mar. 1995.

LIMA, E. C. P. *Reforma tributária no Brasil: entre o ideal e o possível*. Brasília: Ipea, ago. 1999 (Texto para Discussão, n. 666).

MUSGRAVE, R. A.; MUSGRAVE, P. B. *Finanças públicas: teoria e prática*. Rio de Janeiro: Campus, 1980.

PAES, N. L.; BUGARIN, M. N. S. Parâmetros tributários da economia brasileira. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 699-720, out./dez. 2006.

PNUD. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Desnutrição cai mais em regiões mais ricas*. Brasília, 27 dez. 2005. Disponível em: <http://www.pnud.org.br/pobreza_desigualdade/reportagens/index.php?id01=1699&lay=pde> Acessado em: 27 nov. 2007.

RECEITA FEDERAL. *Carga tributária no Brasil 2006*. Brasília: Secretaria da Receita Federal, 2007. 15 p. (Estatísticas Tributárias, n. 19). Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/Publico/estudotributarios/estatisticas/CTB2006.pdf>> Acessado em: 23 nov. 2007a.

_____. *Tabela progressiva para cálculo anual do Imposto de Renda de Pessoa Física – exercícios de 2002 a 2011*. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/Alíquotas/TabProgressiva20022011.htm>> Acessado em: 24 nov. 2007b.

_____. *Consolida DIRPF: consolidação da declaração do Imposto de Renda das Pessoas Físicas*. Brasília: Receita Federal, jan. 2007c (Estatísticas Tributárias, n. 12).

RODRIGUES, J. J. *Carga tributária sobre os salários*. Brasília: Secretaria da Receita Federal–Coordenadoria Geral de Estudos Econômicos e Tributários, out. 1998 (Texto para Discussão, n. 1).

SILVEIRA, F. G. *Tributação, previdência e assistência sociais: impactos distributivos*. 2008. 141 p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2008.

VIANNA, S. W. *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, set. 2000 (Texto para Discussão, n. 757).

ZOCKUN, M. H. *et al. Simplificando o Brasil: tributação e gastos públicos*. *Cadernos Fecomercio de Economia*, São Paulo, n. 11, abr. 2006. 60 p.

(Originais submetidos em junho de 2009. Última versão recebida em julho de 2010. Aprovada em agosto de 2010).

ANEXO A

TABELA A.1

Carga tributária indireta sobre a renda familiar, por imposto selecionado e sobre a despesa familiar monetária, segundo as classes selecionadas em cada UF

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPI (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	24,95	13,66	0,52	8,11	2,65	18,06	Rondônia
Mais de 400 até 600	19,77	10,94	0,42	6,39	2,03	20,38	Rondônia
Mais de 600 até 1.000	18,34	9,88	0,42	5,79	2,25	20,59	Rondônia
Mais de 1.000 até 1.200	16,57	8,85	0,50	5,19	2,03	19,46	Rondônia
Mais de 1.200 até 1.600	16,21	8,66	0,45	5,03	2,07	19,01	Rondônia
Mais de 1.600 até 2.000	16,64	8,50	0,45	5,10	2,59	18,84	Rondônia
Mais de 2.000 até 3.000	13,90	7,38	0,46	4,19	1,87	16,92	Rondônia
Mais de 3.000 até 4.000	11,55	6,02	0,60	3,62	1,31	16,10	Rondônia
Mais de 4.000 até 6.000	10,23	4,97	0,57	3,13	1,57	14,10	Rondônia
Mais de 6.000	8,15	3,17	0,40	2,11	2,47	12,32	Rondônia
Média na UF	13,32	6,72	0,46	4,02	2,13	16,74	Rondônia
De 0 a 400	24,30	13,14	0,40	8,18	2,57	21,25	Acre
Mais de 400 até 600	20,07	10,95	0,37	6,36	2,39	21,74	Acre
Mais de 600 até 1.000	16,64	8,82	0,39	5,24	2,19	20,76	Acre
Mais de 1.000 até 1.200	11,44	6,03	0,29	3,68	1,44	19,73	Acre
Mais de 1.200 até 1.600	16,59	8,85	0,45	5,19	2,09	19,12	Acre
Mais de 1.600 até 2.000	18,68	9,83	0,41	5,42	3,02	21,59	Acre
Mais de 2.000 até 3.000	14,18	7,56	0,45	4,19	1,98	18,02	Acre
Mais de 3.000 até 4.000	13,23	6,35	0,43	3,60	2,85	19,85	Acre
Mais de 4.000 até 6.000	15,87	7,02	0,43	4,08	4,34	18,39	Acre
Mais de 6.000	8,50	4,20	0,30	2,36	1,63	15,84	Acre
Média na UF	14,72	7,57	0,38	4,39	2,38	19,34	Acre
De 0 a 400	24,31	12,44	0,43	8,43	3,01	20,08	Amazonas
Mais de 400 até 600	19,12	9,94	0,33	6,35	2,50	20,84	Amazonas
Mais de 600 até 1.000	16,51	8,57	0,29	5,44	2,22	20,36	Amazonas
Mais de 1.000 até 1.200	17,15	8,79	0,46	5,56	2,34	19,23	Amazonas
Mais de 1.200 até 1.600	15,28	7,78	0,28	4,81	2,41	20,51	Amazonas
Mais de 1.600 até 2.000	15,31	7,94	0,31	4,85	2,19	17,64	Amazonas
Mais de 2.000 até 3.000	12,13	6,18	0,26	3,69	2,00	20,56	Amazonas
Mais de 3.000 até 4.000	16,54	8,13	0,35	4,65	3,41	20,89	Amazonas
Mais de 4.000 até 6.000	13,76	6,44	0,38	3,56	3,37	16,79	Amazonas
Mais de 6.000	10,19	4,65	0,26	2,85	2,42	19,75	Amazonas
Média na UF	14,80	7,40	0,31	4,57	2,52	19,70	Amazonas

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPi (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	31,98	17,65	0,48	10,00	3,86	22,18	Roraima
Mais de 400 até 600	23,83	13,31	0,36	7,22	2,94	22,68	Roraima
Mais de 600 até 1.000	20,64	11,18	0,37	6,34	2,73	21,00	Roraima
Mais de 1.000 até 1.200	17,01	9,24	0,26	5,16	2,35	18,05	Roraima
Mais de 1.200 até 1.600	16,33	8,68	0,38	5,21	2,06	19,43	Roraima
Mais de 1.600 até 2.000	13,47	7,37	0,34	4,28	1,47	17,63	Roraima
Mais de 2.000 até 3.000	14,15	7,61	0,39	4,50	1,65	18,98	Roraima
Mais de 3.000 até 4.000	15,76	8,12	0,43	4,81	2,40	17,23	Roraima
Mais de 4.000 até 6.000	13,03	6,05	0,38	3,68	2,92	18,27	Roraima
Mais de 6.000	12,68	4,14	0,27	2,56	5,71	25,06	Roraima
Média na UF	16,35	8,11	0,36	4,72	3,17	20,28	Roraima
De 0 a 400	22,42	11,91	0,36	7,54	2,61	21,12	Pará
Mais de 400 até 600	20,04	10,65	0,34	6,76	2,29	20,78	Pará
Mais de 600 até 1.000	18,07	9,47	0,41	5,92	2,26	19,96	Pará
Mais de 1.000 até 1.200	16,98	8,88	0,57	5,56	1,97	18,82	Pará
Mais de 1.200 até 1.600	17,45	9,15	0,51	5,69	2,10	19,56	Pará
Mais de 1.600 até 2.000	15,16	7,81	0,52	4,80	2,04	18,79	Pará
Mais de 2.000 até 3.000	13,27	6,71	0,55	4,22	1,78	17,62	Pará
Mais de 3.000 até 4.000	12,95	6,61	0,53	3,89	1,92	16,34	Pará
Mais de 4.000 até 6.000	11,57	5,66	0,63	3,66	1,63	14,54	Pará
Mais de 6.000	8,63	3,60	0,37	2,34	2,33	15,09	Pará
Média na UF	14,92	7,60	0,47	4,76	2,09	18,30	Pará
De 0 a 400	32,07	17,19	0,62	10,26	3,99	22,17	Amapá
Mais de 400 até 600	29,30	15,85	0,52	9,19	3,73	22,57	Amapá
Mais de 600 até 1.000	23,68	12,84	0,47	7,30	3,07	22,68	Amapá
Mais de 1.000 até 1.200	23,34	12,85	0,42	7,26	2,81	21,46	Amapá
Mais de 1.200 até 1.600	15,53	8,47	0,44	4,88	1,73	20,31	Amapá
Mais de 1.600 até 2.000	25,17	13,43	0,71	7,39	3,64	20,67	Amapá
Mais de 2.000 até 3.000	13,73	7,12	0,44	3,94	2,23	20,50	Amapá
Mais de 3.000 até 4.000	22,03	10,63	0,39	5,62	5,38	25,23	Amapá
Mais de 4.000 até 6.000	12,30	6,04	0,45	3,24	2,57	19,50	Amapá
Mais de 6.000	8,60	4,27	0,29	2,26	1,78	18,38	Amapá
Média na UF	17,81	9,31	0,44	5,20	2,86	21,39	Amapá

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPi (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	26,90	14,32	0,43	9,05	3,10	19,00	Tocantins
Mais de 400 até 600	18,86	9,84	0,35	6,45	2,22	17,35	Tocantins
Mais de 600 até 1.000	19,35	10,01	0,57	6,41	2,36	17,66	Tocantins
Mais de 1.000 até 1.200	16,29	8,55	0,62	5,37	1,75	17,16	Tocantins
Mais de 1.200 até 1.600	14,55	7,50	0,38	4,73	1,94	15,91	Tocantins
Mais de 1.600 até 2.000	17,81	9,32	0,42	5,57	2,51	17,80	Tocantins
Mais de 2.000 até 3.000	17,76	8,09	0,31	4,66	4,70	21,36	Tocantins
Mais de 3.000 até 4.000	9,17	4,63	0,37	3,08	1,09	15,10	Tocantins
Mais de 4.000 até 6.000	12,46	6,29	0,68	4,31	1,18	13,89	Tocantins
Mais de 6.000	6,44	2,69	0,20	1,74	1,81	9,43	Tocantins
Média na UF	13,92	6,94	0,37	4,40	2,21	15,59	Tocantins
De 0 a 400	22,81	12,59	0,51	7,27	2,44	20,88	Maranhão
Mais de 400 até 600	17,92	9,75	0,50	5,68	1,99	20,81	Maranhão
Mais de 600 até 1.000	15,52	8,37	0,44	4,87	1,84	20,37	Maranhão
Mais de 1.000 até 1.200	17,67	9,06	0,55	5,25	2,82	20,32	Maranhão
Mais de 1.200 até 1.600	15,35	8,12	0,56	4,69	1,98	19,79	Maranhão
Mais de 1.600 até 2.000	15,03	7,51	0,57	4,43	2,52	19,89	Maranhão
Mais de 2.000 até 3.000	12,26	6,11	0,54	3,67	1,93	18,48	Maranhão
Mais de 3.000 até 4.000	14,20	6,20	0,45	3,70	3,85	21,09	Maranhão
Mais de 4.000 até 6.000	14,52	6,21	0,51	3,79	4,00	20,60	Maranhão
Mais de 6.000	11,28	4,85	0,59	3,04	2,80	18,90	Maranhão
Média na UF	15,78	8,08	0,51	4,75	2,43	20,18	Maranhão
De 0 a 400	24,17	13,85	0,42	7,54	2,37	20,47	Piauí
Mais de 400 até 600	20,11	11,54	0,35	6,21	2,02	20,55	Piauí
Mais de 600 até 1.000	18,79	10,51	0,30	5,72	2,26	21,16	Piauí
Mais de 1.000 até 1.200	15,80	8,74	0,39	4,82	1,86	20,15	Piauí
Mais de 1.200 até 1.600	15,48	8,44	0,40	4,78	1,86	18,81	Piauí
Mais de 1.600 até 2.000	15,25	8,25	0,48	4,57	1,95	18,26	Piauí
Mais de 2.000 até 3.000	14,26	7,64	0,48	4,29	1,85	18,95	Piauí
Mais de 3.000 até 4.000	17,49	8,42	0,61	4,85	3,61	19,43	Piauí
Mais de 4.000 até 6.000	14,80	7,01	0,53	4,03	3,24	19,24	Piauí
Mais de 6.000	11,03	4,93	0,40	2,86	2,84	15,94	Piauí
Média na UF	16,29	8,64	0,42	4,81	2,43	19,20	Piauí

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPi (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	23,49	12,58	0,44	8,01	2,46	19,62	Ceará
Mais de 400 até 600	19,34	10,41	0,31	6,39	2,23	19,99	Ceará
Mais de 600 até 1.000	17,14	9,16	0,36	5,59	2,03	19,48	Ceará
Mais de 1.000 até 1.200	17,65	9,16	0,49	5,73	2,27	18,99	Ceará
Mais de 1.200 até 1.600	15,32	8,07	0,42	4,91	1,91	17,46	Ceará
Mais de 1.600 até 2.000	14,73	7,70	0,52	4,86	1,65	16,95	Ceará
Mais de 2.000 até 3.000	15,85	7,85	0,52	4,81	2,67	17,93	Ceará
Mais de 3.000 até 4.000	13,88	6,80	0,59	4,37	2,12	16,30	Ceará
Mais de 4.000 até 6.000	18,00	8,35	0,47	4,75	4,42	19,80	Ceará
Mais de 6.000	11,56	4,75	0,38	2,88	3,54	14,47	Ceará
Média na UF	15,54	7,66	0,42	4,70	2,75	17,53	Ceará
De 0 a 400	22,68	12,87	0,32	7,00	2,49	22,02	Rio Grande do Norte
Mais de 400 até 600	17,21	9,43	0,38	5,28	2,13	21,03	Rio Grande do Norte
Mais de 600 até 1.000	17,01	9,21	0,39	5,22	2,20	20,47	Rio Grande do Norte
Mais de 1.000 até 1.200	15,41	8,53	0,40	4,82	1,66	18,87	Rio Grande do Norte
Mais de 1.200 até 1.600	13,66	7,47	0,39	4,19	1,62	17,55	Rio Grande do Norte
Mais de 1.600 até 2.000	13,90	7,22	0,42	4,00	2,26	20,01	Rio Grande do Norte
Mais de 2.000 até 3.000	13,33	6,97	0,58	4,15	1,62	16,33	Rio Grande do Norte
Mais de 3.000 até 4.000	11,47	5,79	0,45	3,32	1,91	16,08	Rio Grande do Norte
Mais de 4.000 até 6.000	16,12	6,35	0,48	3,74	5,55	21,01	Rio Grande do Norte
Mais de 6.000	11,10	4,82	0,51	2,90	2,87	14,73	Rio Grande do Norte
Média na UF	14,65	7,41	0,45	4,24	2,55	18,37	Rio Grande do Norte
De 0 a 400	20,07	11,06	0,37	6,47	2,17	20,37	Paraíba
Mais de 400 até 600	16,16	8,82	0,36	5,26	1,72	19,77	Paraíba
Mais de 600 até 1.000	15,28	8,16	0,44	4,82	1,86	19,36	Paraíba
Mais de 1.000 até 1.200	15,46	8,24	0,38	4,94	1,89	18,65	Paraíba
Mais de 1.200 até 1.600	13,66	7,18	0,48	4,32	1,67	18,48	Paraíba
Mais de 1.600 até 2.000	13,69	7,08	0,64	4,43	1,55	17,45	Paraíba
Mais de 2.000 até 3.000	14,21	6,69	0,53	4,08	2,91	18,86	Paraíba
Mais de 3.000 até 4.000	12,14	5,28	0,58	3,45	2,84	17,60	Paraíba
Mais de 4.000 até 6.000	12,12	5,34	0,69	3,45	2,64	16,32	Paraíba
Mais de 6.000	9,93	4,13	0,49	2,69	2,62	15,51	Paraíba
Média na UF	14,09	7,09	0,48	4,31	2,21	18,34	Paraíba

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPi (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	20,99	11,25	0,51	6,98	2,24	19,29	Pernambuco
Mais de 400 até 600	17,42	9,39	0,46	5,87	1,70	18,98	Pernambuco
Mais de 600 até 1.000	16,47	8,89	0,42	5,42	1,73	19,28	Pernambuco
Mais de 1.000 até 1.200	15,38	7,96	0,62	4,84	1,94	18,29	Pernambuco
Mais de 1.200 até 1.600	15,70	8,20	0,49	5,10	1,92	19,22	Pernambuco
Mais de 1.600 até 2.000	14,17	7,18	0,65	4,66	1,68	14,10	Pernambuco
Mais de 2.000 até 3.000	14,26	7,18	0,58	4,46	2,04	17,36	Pernambuco
Mais de 3.000 até 4.000	15,03	7,18	0,60	4,23	3,02	15,53	Pernambuco
Mais de 4.000 até 6.000	12,83	5,69	0,62	3,87	2,65	13,90	Pernambuco
Mais de 6.000	13,15	4,75	0,47	3,12	4,80	16,94	Pernambuco
Média na UF	15,31	7,56	0,53	4,73	2,50	17,35	Pernambuco
De 0 a 400	20,49	10,68	0,33	7,15	2,34	18,93	Alagoas
Mais de 400 até 600	16,46	8,53	0,35	5,74	1,85	18,79	Alagoas
Mais de 600 até 1.000	15,78	8,15	0,41	5,36	1,86	18,31	Alagoas
Mais de 1.000 até 1.200	15,37	7,87	0,49	5,01	2,00	18,42	Alagoas
Mais de 1.200 até 1.600	15,92	8,24	0,55	5,19	1,94	17,48	Alagoas
Mais de 1.600 até 2.000	12,91	6,59	0,58	4,25	1,48	16,65	Alagoas
Mais de 2.000 até 3.000	15,93	7,40	0,73	4,67	3,14	17,97	Alagoas
Mais de 3.000 até 4.000	12,36	5,57	0,82	3,65	2,32	16,37	Alagoas
Mais de 4.000 até 6.000	9,66	4,43	0,64	2,94	1,64	14,53	Alagoas
Mais de 6.000	8,40	3,33	0,33	2,04	2,70	18,15	Alagoas
Média na UF	12,95	6,20	0,45	4,01	2,29	17,84	Alagoas
De 0 a 400	20,14	10,13	0,39	7,65	1,97	17,90	Sergipe
Mais de 400 até 600	18,96	9,62	0,38	6,99	1,97	18,44	Sergipe
Mais de 600 até 1.000	17,07	8,66	0,51	6,06	1,84	17,35	Sergipe
Mais de 1.000 até 1.200	17,41	9,20	0,44	5,91	1,87	19,32	Sergipe
Mais de 1.200 até 1.600	13,40	6,89	0,52	4,59	1,40	17,94	Sergipe
Mais de 1.600 até 2.000	17,16	8,64	0,75	5,56	2,22	17,17	Sergipe
Mais de 2.000 até 3.000	15,33	7,52	0,69	4,86	2,27	17,65	Sergipe
Mais de 3.000 até 4.000	12,56	5,91	0,67	4,05	1,93	14,05	Sergipe
Mais de 4.000 até 6.000	14,14	6,31	0,80	4,18	2,86	15,44	Sergipe
Mais de 6.000	13,09	4,90	0,53	3,35	4,30	17,06	Sergipe
Média na UF	15,67	7,45	0,56	5,13	2,53	17,21	Sergipe

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPi (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	19,96	10,25	0,26	7,48	1,97	17,82	Bahia
Mais de 400 até 600	18,45	9,38	0,32	6,67	2,08	18,40	Bahia
Mais de 600 até 1.000	16,38	8,38	0,31	5,70	2,00	18,55	Bahia
Mais de 1.000 até 1.200	15,40	7,87	0,37	5,24	1,92	15,89	Bahia
Mais de 1.200 até 1.600	14,42	7,35	0,37	4,99	1,71	16,95	Bahia
Mais de 1.600 até 2.000	13,03	6,50	0,35	4,32	1,86	16,33	Bahia
Mais de 2.000 até 3.000	14,14	7,24	0,38	4,78	1,75	16,59	Bahia
Mais de 3.000 até 4.000	17,04	7,83	0,61	5,27	3,34	18,53	Bahia
Mais de 4.000 até 6.000	11,33	5,16	0,44	3,42	2,31	15,56	Bahia
Mais de 6.000	14,81	5,84	0,41	3,72	4,84	18,22	Bahia
Média na UF	15,21	7,21	0,38	4,85	2,77	17,49	Bahia
De 0 a 400	18,57	9,99	0,26	6,42	1,90	18,35	Minas Gerais
Mais de 400 até 600	15,92	8,41	0,33	5,37	1,81	17,64	Minas Gerais
Mais de 600 até 1.000	13,40	7,05	0,29	4,52	1,53	17,28	Minas Gerais
Mais de 1.000 até 1.200	14,17	7,35	0,36	4,75	1,72	16,91	Minas Gerais
Mais de 1.200 até 1.600	13,23	6,83	0,35	4,32	1,72	17,20	Minas Gerais
Mais de 1.600 até 2.000	13,98	7,15	0,45	4,56	1,83	17,44	Minas Gerais
Mais de 2.000 até 3.000	12,14	5,84	0,46	3,87	1,98	16,48	Minas Gerais
Mais de 3.000 até 4.000	12,40	5,47	0,46	3,66	2,81	16,52	Minas Gerais
Mais de 4.000 até 6.000	12,21	5,36	0,54	3,61	2,70	14,01	Minas Gerais
Mais de 6.000	8,68	3,57	0,34	2,39	2,38	11,57	Minas Gerais
Média na UF	11,81	5,60	0,39	3,66	2,16	15,03	Minas Gerais
De 0 a 400	18,22	9,19	0,50	6,55	1,98	18,17	Espírito Santo
Mais de 400 até 600	15,54	7,63	0,44	5,59	1,88	17,80	Espírito Santo
Mais de 600 até 1.000	14,54	7,21	0,54	5,09	1,71	17,73	Espírito Santo
Mais de 1.000 até 1.200	12,41	6,03	0,60	4,40	1,38	16,93	Espírito Santo
Mais de 1.200 até 1.600	13,64	6,53	0,70	4,79	1,62	16,44	Espírito Santo
Mais de 1.600 até 2.000	12,89	5,95	0,77	4,30	1,87	16,23	Espírito Santo
Mais de 2.000 até 3.000	12,70	5,93	0,85	4,28	1,64	15,53	Espírito Santo
Mais de 3.000 até 4.000	13,90	5,70	0,95	4,36	2,88	16,02	Espírito Santo
Mais de 4.000 até 6.000	13,47	5,42	0,75	3,76	3,54	16,29	Espírito Santo
Mais de 6.000	10,99	3,91	0,65	2,86	3,57	13,96	Espírito Santo
Média na UF	12,82	5,51	0,70	3,99	2,62	15,72	Espírito Santo

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPi (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	19,07	9,21	0,39	6,85	2,62	16,07	Rio de Janeiro
Mais de 400 até 600	17,94	8,38	0,41	6,31	2,84	17,41	Rio de Janeiro
Mais de 600 até 1.000	13,59	6,54	0,35	4,69	2,02	17,52	Rio de Janeiro
Mais de 1.000 até 1.200	13,56	6,54	0,35	4,74	1,93	17,34	Rio de Janeiro
Mais de 1.200 até 1.600	13,59	6,72	0,47	4,69	1,71	16,10	Rio de Janeiro
Mais de 1.600 até 2.000	12,39	5,86	0,45	4,15	1,94	15,64	Rio de Janeiro
Mais de 2.000 até 3.000	12,76	5,96	0,55	4,16	2,09	15,45	Rio de Janeiro
Mais de 3.000 até 4.000	12,14	5,57	0,69	4,01	1,86	15,27	Rio de Janeiro
Mais de 4.000 até 6.000	13,50	5,67	0,69	3,84	3,30	15,51	Rio de Janeiro
Mais de 6.000	9,93	3,95	0,54	2,77	2,67	13,60	Rio de Janeiro
Média na UF	11,95	5,24	0,54	3,70	2,47	15,06	Rio de Janeiro
De 0 a 400	19,24	10,12	0,41	6,37	2,34	16,25	São Paulo
Mais de 400 até 600	14,99	7,69	0,21	4,92	2,16	17,00	São Paulo
Mais de 600 até 1.000	14,84	7,53	0,31	4,82	2,18	16,02	São Paulo
Mais de 1.000 até 1.200	14,12	7,13	0,34	4,63	2,02	17,99	São Paulo
Mais de 1.200 até 1.600	12,61	6,51	0,39	4,18	1,54	14,95	São Paulo
Mais de 1.600 até 2.000	14,78	7,63	0,46	4,93	1,75	15,58	São Paulo
Mais de 2.000 até 3.000	12,72	6,19	0,42	4,13	1,97	15,19	São Paulo
Mais de 3.000 até 4.000	12,32	5,72	0,55	3,79	2,26	15,80	São Paulo
Mais de 4.000 até 6.000	12,94	5,16	0,47	3,53	3,78	17,05	São Paulo
Mais de 6.000	10,15	3,98	0,53	2,89	2,76	13,58	São Paulo
Média na UF	12,29	5,56	0,46	3,75	2,51	15,28	São Paulo
De 0 a 400	17,16	8,57	0,29	6,09	2,20	17,10	Paraná
Mais de 400 até 600	16,73	8,44	0,33	6,14	1,82	16,85	Paraná
Mais de 600 até 1.000	14,90	7,71	0,33	5,23	1,63	17,41	Paraná
Mais de 1.000 até 1.200	15,66	8,04	0,35	5,16	2,11	18,60	Paraná
Mais de 1.200 até 1.600	14,37	7,34	0,46	4,87	1,69	16,64	Paraná
Mais de 1.600 até 2.000	13,10	6,70	0,48	4,40	1,53	15,53	Paraná
Mais de 2.000 até 3.000	13,58	6,78	0,51	4,34	1,95	16,63	Paraná
Mais de 3.000 até 4.000	15,76	6,59	0,59	4,43	4,15	16,09	Paraná
Mais de 4.000 até 6.000	12,73	5,80	0,49	3,72	2,72	16,48	Paraná
Mais de 6.000	10,68	4,32	0,46	2,88	3,02	14,47	Paraná
Média na UF	13,23	6,18	0,46	4,09	2,50	16,09	Paraná

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPI (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	24,99	12,83	0,39	8,23	3,53	18,63	Santa Catarina
Mais de 400 até 600	20,67	10,70	0,49	6,85	2,63	19,73	Santa Catarina
Mais de 600 até 1.000	14,45	7,54	0,39	4,84	1,67	17,36	Santa Catarina
Mais de 1.000 até 1.200	13,00	6,69	0,32	4,27	1,73	17,51	Santa Catarina
Mais de 1.200 até 1.600	13,18	6,89	0,34	4,23	1,72	17,03	Santa Catarina
Mais de 1.600 até 2.000	13,95	7,10	0,36	4,30	2,19	18,87	Santa Catarina
Mais de 2.000 até 3.000	14,20	7,14	0,40	4,40	2,25	17,91	Santa Catarina
Mais de 3.000 até 4.000	13,51	6,46	0,52	3,98	2,55	17,38	Santa Catarina
Mais de 4.000 até 6.000	13,32	5,37	0,41	3,41	4,14	18,86	Santa Catarina
Mais de 6.000	9,58	3,67	0,40	2,54	2,97	14,70	Santa Catarina
Média na UF	12,95	6,13	0,40	3,88	2,53	17,24	Santa Catarina
De 0 a 400	21,59	10,74	0,41	7,34	3,09	16,65	Rio Grande do Sul
Mais de 400 até 600	16,17	8,10	0,37	5,48	2,22	18,08	Rio Grande do Sul
Mais de 600 até 1.000	15,21	7,79	0,42	5,22	1,77	16,58	Rio Grande do Sul
Mais de 1.000 até 1.200	13,50	6,82	0,41	4,72	1,55	16,73	Rio Grande do Sul
Mais de 1.200 até 1.600	17,82	9,01	0,55	5,86	2,39	17,66	Rio Grande do Sul
Mais de 1.600 até 2.000	15,10	7,36	0,48	4,81	2,45	16,89	Rio Grande do Sul
Mais de 2.000 até 3.000	15,30	6,98	0,50	4,57	3,24	16,73	Rio Grande do Sul
Mais de 3.000 até 4.000	12,82	6,08	0,52	4,06	2,16	15,34	Rio Grande do Sul
Mais de 4.000 até 6.000	12,15	5,50	0,53	3,74	2,37	15,62	Rio Grande do Sul
Mais de 6.000	9,58	3,75	0,33	2,50	3,01	14,42	Rio Grande do Sul
Média na UF	13,12	6,05	0,44	4,02	2,61	16,02	Rio Grande do Sul
De 0 a 400	18,07	9,73	0,22	5,98	2,15	19,56	Mato Grosso do Sul
Mais de 400 até 600	17,21	9,20	0,27	5,46	2,27	20,23	Mato Grosso do Sul
Mais de 600 até 1.000	15,64	8,30	0,30	4,94	2,09	19,83	Mato Grosso do Sul
Mais de 1.000 até 1.200	15,55	8,48	0,33	4,89	1,85	19,24	Mato Grosso do Sul
Mais de 1.200 até 1.600	13,58	6,99	0,35	4,34	1,90	17,32	Mato Grosso do Sul
Mais de 1.600 até 2.000	13,60	6,95	0,43	4,28	1,93	17,05	Mato Grosso do Sul
Mais de 2.000 até 3.000	12,48	6,31	0,52	3,97	1,69	16,00	Mato Grosso do Sul
Mais de 3.000 até 4.000	11,95	6,07	0,49	3,87	1,52	16,53	Mato Grosso do Sul
Mais de 4.000 até 6.000	15,38	5,99	0,56	3,93	4,90	19,53	Mato Grosso do Sul
Mais de 6.000	9,63	3,93	0,42	2,60	2,68	14,31	Mato Grosso do Sul
Média na UF	13,25	6,46	0,41	4,01	2,37	17,36	Mato Grosso do Sul

(continua)

(continuação)

Classes de renda familiar (R\$) ¹	Carga indireta sobre a renda (%)	ICMS (%)	ISS (%)	PIS e Cofins (%)	IPi (%)	Carga indireta sobre a despesa familiar (%)	UF
De 0 a 400	24,39	13,52	0,31	7,80	2,75	19,72	Mato Grosso
Mais de 400 até 600	21,74	12,02	0,39	7,00	2,33	20,00	Mato Grosso
Mais de 600 até 1.000	17,17	9,26	0,35	5,48	2,07	19,43	Mato Grosso
Mais de 1.000 até 1.200	15,94	8,50	0,47	4,90	2,07	19,59	Mato Grosso
Mais de 1.200 até 1.600	16,39	8,81	0,45	5,11	2,01	19,61	Mato Grosso
Mais de 1.600 até 2.000	15,97	8,50	0,41	4,87	2,19	19,27	Mato Grosso
Mais de 2.000 até 3.000	15,11	7,79	0,53	4,67	2,12	17,32	Mato Grosso
Mais de 3.000 até 4.000	13,97	6,78	0,44	4,00	2,76	18,74	Mato Grosso
Mais de 4.000 até 6.000	11,17	5,71	0,43	3,37	1,66	15,34	Mato Grosso
Mais de 6.000	12,11	4,79	0,56	3,15	3,62	13,21	Mato Grosso
Média na UF	15,26	7,72	0,46	4,60	2,49	17,45	Mato Grosso
De 0 a 400	22,13	11,44	0,42	7,44	2,83	18,09	Goiás
De 0 a 400	18,81	9,72	0,46	6,43	2,20	17,68	Goiás
Mais de 400 até 600	16,49	8,28	0,47	5,44	2,30	18,14	Goiás
Mais de 600 até 1.000	15,63	8,06	0,41	5,22	1,95	17,54	Goiás
Mais de 1.000 até 1.200	14,55	7,35	0,50	4,86	1,84	16,64	Goiás
Mais de 1.200 até 1.600	15,10	6,99	0,51	4,55	3,05	17,79	Goiás
Mais de 1.600 até 2.000	13,71	6,50	0,64	4,40	2,17	15,46	Goiás
Mais de 2.000 até 3.000	13,91	6,03	0,69	4,08	3,11	16,43	Goiás
Mais de 3.000 até 4.000	13,30	5,39	0,54	3,58	3,78	18,67	Goiás
Mais de 4.000 até 6.000	9,91	3,47	0,35	2,30	3,80	17,43	Goiás
Média na UF	13,72	6,19	0,48	4,10	2,95	17,32	Goiás
De 0 a 400	25,02	12,24	0,39	8,63	3,76	16,17	Distrito Federal
Mais de 400 até 600	16,87	8,11	0,62	6,05	2,09	14,69	Distrito Federal
Mais de 600 até 1.000	15,97	7,68	0,52	5,67	2,10	16,54	Distrito Federal
Mais de 1.000 até 1.200	12,30	6,02	0,39	4,45	1,43	15,48	Distrito Federal
Mais de 1.200 até 1.600	15,48	7,26	0,48	5,30	2,43	14,63	Distrito Federal
Mais de 1.600 até 2.000	15,15	7,42	0,53	5,23	1,97	16,46	Distrito Federal
Mais de 2.000 até 3.000	13,30	6,49	0,63	4,51	1,67	15,77	Distrito Federal
Mais de 3.000 até 4.000	12,11	6,03	0,51	4,00	1,57	14,62	Distrito Federal
Mais de 4.000 até 6.000	11,82	5,09	0,65	3,53	2,55	13,17	Distrito Federal
Mais de 6.000	9,67	3,99	0,57	2,87	2,23	11,78	Distrito Federal
Média na UF	11,41	5,06	0,57	3,60	2,17	13,22	Distrito Federal

Fonte: Baseada nos microdados da POF de 2002-2003 em conjunto com a legislação tributária.

Nota: ¹ R\$ de 15 de janeiro de 2003.

CANAL DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO NO BRASIL: EVIDÊNCIA A PARTIR DOS EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS DE EMPRESAS PÚBLICAS E PRIVADAS*

Fernando Nascimento de Oliveira**

Este artigo analisa a existência de um canal ativo de transmissão de política monetária, conhecido como canal de empréstimos bancários. Construimos uma base de dados original de 291 empresas públicas e 4,735 empresas privadas e analisamos as reações dos seus empréstimos bancários a contrações monetárias. Nossos resultados mostram que as empresas com maiores restrições financeiras diminuem suas demandas por créditos bancários após contrações monetárias, tal como previsto pela teoria do canal de empréstimo bancário.

1 INTRODUÇÃO

Mishkin (1996) assegura que os mecanismos tradicionais de transmissão da política monetária não são suficientes para explicar como os agentes econômicos reagem a alterações desta política na prática. Outros mecanismos ou canais se fazem necessários para o completo entendimento dos mecanismos de transmissão de política monetária.

Um desses mecanismos é o canal de empréstimo bancário. A teoria mostra que há distorções no mercado de crédito, causadas pela assimetria de informações relativas ao comportamento das instituições financeiras. Tal assimetria provoca um impacto direto na transmissão da política monetária.

Por meio do mecanismo de transmissão dos empréstimos bancários, choques de contração monetária são capazes de reduzir os depósitos bancários e, assim, fazem os bancos comerciais emprestarem menos ao setor privado. Esta redução limita o investimento das empresas que são mais dependentes dessa forma de financiamento.

O canal de empréstimo bancário faz parte de uma teoria mais abrangente, a teoria do canal de crédito. Outro componente do canal de crédito é o que se denomina canal dos balanços contábeis. Esta explicação enfatiza o fato de que problemas de seleção adversa e risco moral deterioram o resultado dos balanços das empresas, reduzindo sua capacidade de obter financiamento externo. Esta redução no crédito implica redução de seus investimentos e, conseqüentemente, leva a uma diminuição da demanda agregada.

* Agradecemos a Eduardo Klumb do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC/RJ) pela assistência à pesquisa, em particular pela obtenção da base de dados da (Serasa). Agradecemos também aos pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões.

** Do IBMEC/RJ.

O mercado de crédito do Brasil é conhecido por suas imperfeições, ora relacionadas aos altos custos de capital, ora relacionadas ao ainda pouco desenvolvido mercado acionário. Assim, parece razoável supor que os problemas enfrentados pelas empresas brasileiras, ao levantar crédito nas instituições financeiras após contrações monetárias, têm impactos negativos relevantes sobre a demanda agregada.

O objetivo deste artigo é avaliar a existência e a relevância do canal de empréstimo bancário no Brasil. Para tal, examinaremos a reação dos empréstimos bancários de empresas públicas e privadas após contrações monetárias. Para obter nossos resultados, construímos uma base de dados original a partir das informações contábeis de 291 empresas públicas e 4.735 empresas privadas. Destas, temos balanços trimestrais e anuais de 102, enquanto das demais temos apenas balanços anuais.¹ As informações das empresas públicas foram obtidas junto à Comissão de Valores Mobiliários (CVM), e Econômica e as informações sobre empresas privadas são confidenciais e foram obtidas junto à *Gazeta Mercantil* e à Centralização de Serviços Bancários S.A. (Serasa).²

Nossa análise se inicia no terceiro trimestre de 1994, após a implantação do Plano Real e encerra-se no último trimestre de 2007. Desta forma, evitamos as distorções causadas pela alta inflação que prevalecia na economia brasileira antes da implementação do Plano Real. As decisões de investimento e financiamento são muito diferentes quando se consideram ambientes econômicos de alta e baixa inflação. Em períodos de alta inflação, as políticas monetárias são menos eficazes e, por isso, não parece razoável discutir crédito bancário e mecanismos de transmissão monetária.

O critério adotado para classificar as empresas com mais ou menos restrições financeiras foi o tamanho de seus ativos. Verificamos que há uma correlação relevante entre o tamanho da empresa e sua capacidade de acesso aos mercados financeiros.

As empresas pequenas reagem como sugerido pelo canal de empréstimo bancário. O financiamento para elas por meio de crédito bancário se torna mais difícil após contrações monetárias. Isto não acontece com empresas grandes. Uma possível explicação para este resultado é o fato de pequenas empresas no Brasil dependerem mais deste tipo de crédito, enquanto as grandes empresas têm acesso a outras fontes, como empréstimos externos ou mais acesso ao Banco de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

1. Todas as empresas públicas apresentam balanços contábeis trimestrais.

2. A inclusão de empresas privadas é muito importante para o nosso trabalho, visto que elas são naturalmente mais dependentes dos empréstimos bancários dos bancos comerciais do que as empresas públicas.

Outros artigos, como Graminho e Bonomo (2002) e Takeda, Rocha e Nakane (2005), estudaram o canal do empréstimo bancário no Brasil. Contudo, eles se preocuparam, principalmente, com o comportamento da oferta de crédito dos bancos comerciais após um choque de mudança na política monetária. Nosso trabalho contribui para a literatura, pois foca o comportamento das empresas em relação a empréstimos bancários após esses choques.³

O restante deste artigo está estruturado da seguinte forma. Na seção 2, apresentamos uma breve revisão da literatura de canal de empréstimos bancários. Na seção 3, descrevemos os dados. Na seção 4, apresentamos a análise empírica. Por fim, na seção 5, concluímos o trabalho.

2 O CANAL DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO

O canal de empréstimo bancário é um mecanismo de transmissão de política monetária por meio do qual mudanças nesta política acarretam mudanças no nível de empréstimos bancários que, por sua vez, terão efeitos sobre a economia real (ver BERNANKE; BLINDER, 1988; BERNANKE; GERTLER, 1995; KASHYAP; STEIN, 1994, 1995).

Os bancos comerciais e outras instituições de crédito desempenham papel especial na economia, pela capacidade que apresentam de coletar informações sobre os tomadores de empréstimos. Além disso, tais instituições costumam manter uma longa relação com seus clientes. São características que garantem aos bancos vantagens comparativas quando enfrentam problemas de informações assimétricas. Consequentemente, a habilidade dos bancos para financiar a atividade econômica garante a eles um *status* especial no mercado de crédito (KASHYAP; STEIN, 1994).

Os bancos comerciais são especiais por dois motivos: pela criação de moeda fiduciária e pela oferta de crédito. Assim, em contraste com o canal de taxa de juros, a política monetária não só afeta a taxa de juros, mas também o nível do empréstimo bancário. Mesmo que a contração monetária tenha reduzido efeito sobre a taxa de juros, ela pode afetar o *spread* entre os empréstimos e as ações de forma significativa. Isto traz consequências sobre as decisões de investir das empresas, o que tem impacto sobre a atividade econômica, como mostram Kashyap e Stein (1995).

O canal de empréstimo bancário indica que a transmissão da política monetária se dá pelo seguinte mecanismo. No caso de um choque contractionista, a redução do nível de reservas restringe os depósitos bancários, afetando a capacidade

3. No caso do Brasil, não temos conhecimento de qualquer outro artigo que analise o canal de empréstimos bancários tendo por foco a reação das empresas.

de emprestar dos bancos. A redução do crédito bancário aumenta o prêmio a ser pago pelas empresas que dependem de financiamento externo. Consequentemente, o nível de investimento dessas empresas é reduzido, o que afeta negativamente o crescimento da economia (ver BERNANKE; GERTLER, 1995).

Bernanke e Blinder (1988) identificam duas condições para existência do canal de empréstimos dos bancos. Primeiro, deve haver empresas que dependem de empréstimos bancários, a tal ponto que seria custoso para elas substituir tais empréstimos. Além disso, o banco central deve ser capaz de modificar o suprimento de fundos para empréstimos por meio da política monetária.

Kashyap e Stein (1994) verificam que a validade da primeira condição requer que as empresas não contemplem empréstimos bancários e outras formas de financiamento, como substitutos perfeitos. Em outras palavras, o teorema de Modigliani e Miller (1958) deve falhar, pelo menos para algumas empresas, de sorte que elas sejam incapazes de compensar a redução do fluxo de empréstimos dos bancos com outras formas de financiamento.

A condição pela qual o Banco Central do Brasil (BCB) consegue modificar o suprimento de crédito bancário por meio da política monetária é controversa. Isto porque, quando o BCB promove um choque de contração monetária, ele compromete a habilidade dos bancos para gerar formas seguras de financiamento como depósitos à vista. Contudo, o banco comercial pode se utilizar de outras formas de financiamento, como Certificados de Depósitos. Assim para a segunda condição ser válida, os bancos comerciais não podem considerar os depósitos segurados e outras formas de financiamento como perfeitos substitutos, posto que isso permitiria que eles compensassem completamente a redução dos depósitos.

Estudos empíricos que testam os canais de empréstimos usam, em geral, duas metodologias: o estudo dos dados agregados ou os dados micro. Um exemplo de dados agregados é Bernanke e Blinder (1992). Os autores descobriram evidências de que um choque monetário contracionista, representado por um aumento na taxa básica de juros, é seguido da redução do nível agregado dos empréstimos bancários. Tal resultado é consistente com a existência do canal de empréstimos do banco, mas também admite outra interpretação. A redução do nível pode ser causada pela diminuição da demanda por empréstimos, e não no fluxo de suprimento do crédito bancário.

Usando dados agregados, Kashyap, Stein e Wilcox (1993) verificaram que uma contração monetária altera a composição do financiamento externo das empresas. Há um aumento da emissão de notas promissórias e uma redução total de empréstimos bancários. O resultado implica uma redução no suprimento de empréstimos, mas não na demanda por eles, o que é consistente com a existência do canal de empréstimos dos bancos. Além disso, os autores observaram que as

mudanças na composição financeira externa das empresas afetam o nível de investimento. O resultado mostra que empréstimos bancários e outras formas de financiamento externo não são substitutos perfeitos.

Outros autores, em contraste, argumentam que os resultados encontrados por Kashyap, Stein e Wilcox (1993) podem ser explicados pelo fato de que, em uma recessão, grandes empresas apresentam melhor desempenho do que empresas menores. Além disso, tais empresas são as que mais emitem notas promissórias, o que explica o aumento daquela forma de financiamento, sem provar que houve uma redução de suprimento de empréstimos. Este problema identificado ocorre em estudos com dados agregados porque eles não consideram as características individuais dos agentes, o que torna a prática altamente criticável (ver BERNANKE; GERTLER, 1995; HUBBARD, 1995; KASHYAP; STEIN, 2000).

A utilização de microdados permite a análise dos efeitos de distribuição da política monetária. Em outras palavras, durante um choque monetário é possível observar diferenças de comportamento entre os bancos. Esta análise permite resolver problemas de identificação entre suprimento e demanda por empréstimos bancários, encontrados em estudos com dados agregados. Na verdade, diversos pesquisadores têm usado aquela metodologia para testar o canal de empréstimos bancários em vários países.

A principal conclusão de Kashyap e Stein (2000) é que, para bancos pequenos, choques de política monetária afetam mais o nível de empréstimos dos bancos com menor liquidez. Isto ocorre porque a contração monetária aumenta as restrições dos bancos menores, que, por hipótese, não são indiferentes às formas de financiamento. Portanto, bancos com balanços melhores são capazes de proteger suas carteiras de empréstimos, porque podem vender seus ativos facilmente.

Para a economia brasileira, há alguns estudos na literatura que também usam dados micro. Graminho e Bonomo (2002) e Takeda, Rocha e Nakane (2005) analisam a existência e a relevância do canal de empréstimo dos bancos. Estes últimos utilizaram os balanços dos bancos comerciais de dezembro de 1994 até dezembro de 2001. Eles consideram como política monetária os instrumentos de curto prazo e as necessidades de reserva dos depósitos bancários.

Os resultados encontrados por Takeda, Rocha e Nakane (2005) sugerem que o impacto dos depósitos compulsórios é relevante e mais forte no caso dos grandes bancos. O fato pode ser explicado pela natureza progressiva dos depósitos compulsórios. Choques na taxa de juros, em contraste, afetam pouco os bancos pequenos. Concluindo, Takeda, Rocha e Nakane (2005) encontraram evidências de que o canal de empréstimos bancários esteve ativo durante o período estudado.

Graminho e Bonomo (2002) testaram a existência de canal de empréstimos no Brasil baseando-se em Kashyap e Stein (2000). Concluíram que, ao contrário do

que se esperava, choques positivos na taxa de juros aliviam as restrições dos bancos. Isso ocorre porque um aumento do lucro dos bancos, devido ao aumento da taxa de juros, aumenta a capacidade de financiamento, reduzindo a dependência dos depósitos como fonte de financiamento. O resultado não corrobora a existência de um canal de empréstimo bancário no Brasil.

3 DADOS

Vamos dividir a descrição dos dados em duas partes. Na primeira, vamos classificar as empresas de acordo com sua capacidade de acesso aos mercados financeiros. Seguimos Gertler e Gilchrist (1994) e usamos tamanho, medido pelo total de ativos como uma aproximação para descrever este acesso. Observamos que tamanho tem alta correlação com outras variáveis que indicam a capacidade das empresas de obterem financiamento externo. Depois de classificarmos as empresas, vamos apresentar nossa identificação dos choques monetários contracionistas. Para tanto, usamos três métodos: a taxa SELIC, nominal, a taxa SELIC real *ex post* e o índice Boschen-Mills (1995).

3.1 Classificando empresas como pequenas e grandes

Construímos dois painéis distintos de dados não balanceados. Em ambos, excluímos empresas do setor financeiro. O primeiro painel é formado de informações de balanços contábeis trimestrais de 291 empresas públicas e 102 empresas privadas. O período da amostra para estas empresas vai do terceiro trimestre de 1994 até o quarto trimestre de 2007. As informações são da CVM e Economática, e as informações confidenciais da Serasa e *Gazeta Mercantil*.

O segundo painel é formado de informações de balanços contábeis anuais de empresas privadas. Neste caso, temos 4.735 empresas. Nosso período amostral vai de 1998 até 2007. As informações relativas às empresas privadas são confidenciais, e foram obtidas junto a Serasa e *Gazeta Mercantil*.

O interesse em separar pequenas e grandes empresas, conforme Gertler e Gilchrist (1994) indicam, é para inferir o nível de acesso das empresas aos financiamentos externos. Em teoria, pequenas empresas dependem muito mais de empréstimos bancários do que grandes empresas. As grandes empresas podem lançar debêntures de pequena ou longa maturidade com muito mais facilidade, têm mais acesso a crédito externo e, ainda, mais facilidade de acesso ao mercado de capitais.

No caso das empresas com informações contábeis trimestrais, definimos como pequena uma empresa cujo logaritmo neperiano do total de ativos é menor ou igual ao percentil 30 da distribuição do total de ativos, em pelo menos um trimestre do período amostral. Assim, selecionamos 112 pequenas e 68 grandes empresas. Das grandes, cinco são empresas privadas. Das pequenas, 36 são empresas privadas.

No caso de empresas privadas com balanço anual, classificamos como pequenas empresas aquelas cujo logaritmo neperiano do total de ativos é menor ou igual ao percentil 30 em pelo menos um ano. A empresa é grande se o logaritmo do total de ativos é igual ou maior que o percentil 70 em pelo menos um ano. Assim procedendo, encontramos 77 grandes e 102 empresas pequenas.

Analisamos a assimetria da distribuição a cada trimestre ou ano das empresas pequenas e grandes. Haveria problemas na nossa classificação se a distribuição das empresas pequenas apresentasse um desvio para a direita ou se a distribuição das empresas grandes apresentasse um desvio para a esquerda. Isto poderia indicar que o nosso ponto de corte para a escolha de pequenas e grandes empresas não é correto. O índice de assimetria do desvio médio trimestral (considerando todos os períodos) foi de 0,88 para pequenas empresas e 1,5 para grandes empresas. No caso de informação anual, o desvio (considerando todos os períodos) foi de 0,80 para pequenas empresas e 1,25 para grandes empresas. Neste contexto, pode-se considerar que a classificação adotada é aceitável.

O painel A da tabela 1 apresenta as empresas com informações trimestrais separadas pelo setor da economia a que elas pertencem. Como se pode observar, a maior parte das empresas grandes está no setor de concessionárias de serviços públicos, seguido do setor de alimentação e bebidas (17%), enquanto pequenas empresas estão mais concentradas no setor de serviços (14%), seguido pelo setor têxtil (13%).

O painel B da tabela 1 apresenta estatísticas descritivas de algumas características financeiras e contábeis das grandes e pequenas empresas selecionadas. Como se verifica, empresas grandes têm maiores dívidas, no curto e longo prazos e maior lucratividade, em média, do que as pequenas empresas. Têm também mais ativos fixos e lucro líquido como percentagem de seus ativos. Finalmente, 53% das grandes empresas (36) obtiveram financiamento junto ao BNDES, comparado com apenas 18% das pequenas (22).

O painel C da tabela 1 apresenta alguns testes da média para essas características, considerando os demonstrativos contábeis dos últimos trimestres dos anos 1999, 2002 e 2005. Como se observa, todos os valores-p dos testes das diferenças entre as médias das características entre grandes e pequenas empresas estão próximos de zero. Portanto, parece que as pequenas empresas na amostra diferem das grandes no que concerne ao acesso ao mercado financeiro.

O painel D da tabela 1 apresenta as pequenas e grandes empresas privadas com informações de final de ano apenas, separadas pelo setor da economia a que pertencem. Há 4.735 empresas na base de dados, não financeiras, com balanços de 1997 a 2007. Há 108 grandes empresas e 181 pequenas empresas. Das grandes empresas, 18% vêm dos setores de comida e bebida. No caso das empresas pequenas, 26% pertencem ao setor de serviços.

Finalmente, os painéis E e F da tabela 1 listam as características financeiras das pequenas e grandes empresas privadas com balanços anuais assim como testes da média de algumas de suas características financeiras. Empresas grandes privadas têm mais dívida de curto e longo prazo, do que as pequenas empresas privadas e possuem mais receitas operacionais líquidas. Portanto, parece evidente que, na amostra escolhida, pequenas empresas privadas diferem de grandes empresas no que concerne ao acesso ao mercado financeiro. Elas têm menos acesso a estes mercados.

TABELA 1

Empresas públicas e privadas pequenas e grandes com balanços contábeis trimestrais

Nossa amostra é composta de 291 empresas públicas e 4.735 empresas. Todas as empresas são não financeiras. Das empresas privadas, 102 apresentam balanços contábeis trimestrais assim como balanços contábeis anuais, enquanto todas as outras apresentam apenas balanços contábeis anuais. Os balanços das empresas públicas são originários da CVM e Econômica e os balanços das empresas privadas são confidenciais e originários da Serasa e *Gazeta Mercantil*. Os balanços trimestrais vão do terceiro trimestre de 1994 até o último trimestre de 2007. Os balanços anuais das empresas privadas têm início em 1998 e fim em 2007. Classificamos uma empresa como grande se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é maior que o percentil 70 em pelo menos um trimestre ou ano. Classificamos uma empresa como pequena se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é menor que o percentil 30 em pelo menos um trimestre ou ano. O painel A mostra empresas pequenas e grandes com balanços trimestrais separadas por setores da economia. O painel B mostra algumas características financeiras de empresas grandes e pequenas com balanços trimestrais. O painel C mostra os resultados dos testes da média das características financeiras de empresas grandes e pequenas com balanços trimestrais. O painel D mostra empresas privadas, grandes e pequenas, com balanços anuais apenas classificadas por setores da economia. O painel E mostra algumas características financeiras de empresas privadas, grandes e pequenas, com balanços anuais apenas. O painel F mostra os resultados dos testes da média das características financeiras de empresas privadas, grandes e pequenas, com balanços anuais apenas.

PAINEL A

Empresas públicas e privadas grandes e pequenas com balanços contábeis trimestrais classificadas por setores da economia

Indústrias	Grande			Pequena		
	Número	$\ln(\text{ativos})$	Receita operacional/ativos	Número	$\ln(\text{ativos})$	Receita operacional/ativos
Petróleo e química	4	19,01	0,67	1	18,32	0,42
Alimentos e bebidas	11	18,22	0,47	10	17,52	0,44
Siderurgia e metalurgia	4	18,11	0,34	8	17,41	0,61
Eletroeletrônica	3	18,01	0,52	8	17,31	0,35
Transportes	5	18,46	0,34	6	17,56	0,49
Serviços públicos	16	18,09	0,61	6	17,48	0,63
Têxtil	4	18,13	0,33	13	17,43	0,512
Serviços	3	11,43	0,46	14	8,34	0,44
Outros	18	10,22	0,52	54	9,23	0,21
Empresas privadas	5			39		
Total	68			120		

PAINEL B
Características financeiras das empresas públicas e privadas com balanços contábeis trimestrais apenas

Características financeiras	Grande (A)				Pequena (B)			
	N	Média	Mediana	Desvio-padrão	N	média	Mediana	Desvio-padrão
ln (ativos)	68	18,21	18,03	4,15	120	17,12	17,01	3,21
Receita operacional líquida/ativos	68	0,63	0,58	0,83	120	0,31	0,15	0,48
Despesas financeiras ativos fixos	68	0,15	0,13	0,32	120	0,09	0,18	0,31
Dívida de curto prazo/ativos	68	0,43	0,48	0,41	120	0,32	0,31	0,78
Dívida de longo prazo/ativos	68	0,67	0,60	0,96	120	0,44	0,12	0,05
Empréstimos BNDES	36				21			

PAINEL C
Testes das diferenças entre médias de características financeiras de empresas públicas e privadas grandes e pequenas com balanços trimestrais

	Testes da média		
	4T1994	4T2002	4T2007
ln(ativos)	4,312 (0,03)	4,86 (0,03)	5,525 (0,03)
ln(estoque)	2,510 (0,01)	3,36 (0,03)	2,855 (0,03)
ln(receita operacional líquida)	3,430 (0,02)	3,764 (0,02)	4,543 (0,01)
ln(dívida de longo prazo)	3,260 (0,00)	3,872 (0,02)	4,754 (0,02)
ln(dívida de curto prazo)	1,620 (0,05)	1,96 (0,03)	1,68 (0,02)

PAINEL D
Empresas privadas grandes e pequenas com balanços contábeis anuais classificadas por setores da economia

Indústrias	Grande			Pequena		
	Número	ln (ativos)	Receita operacional/ativos	Número	ln (ativos)	Receita operacional/ativos
Petróleo e química	10	12,16	0,62	8	9,23	0,57
Alimentos e bebidas	20	9,22	0,42	10	10,43	0,35
Siderurgia e metalurgia	10	11,23	0,21	16	10,21	0,26
Eletroeletrônica	7	10,15	0,52	12	11,12	0,15
Transportes	9	9,22	0,59	21	8,73	0,21
Serviços públicos	14	8,33	0,48	5	7,25	0,46
Têxtil	13	8,24	0,13	14	9,24	0,75
Serviços	6	19,51	0,21	49	11,34	0,61
Outros	19	13,20	0,37	46	7,02	0,355
Total	108			181		

PAINEL E
Características financeiras das empresas privadas com balanços contábeis anuais

Características financeiras	Grande (A)				Pequena (B)			
	Número	Média	Mediana	Desvio-padrão	Número	Média	Mediana	Desvio-padrão
ln (ativos)	108	11,87	11,0	3,51	181	8,32	8,70	4,76
Receita operacional líquida/ativos	108	0,61	0,42	2,65	181	0,31	0,47	0,49
Despesas financeiras/ativos	108	0,15	0,05	1,28	181	0,19	0,16	0,29
Dívida de curto prazo/ativos	108	0,63	0,35	0,43	181	0,47	0,31	0,61
Dívida de longo prazo/ativos	108	0,41	0,41	0,61	181	0,39	0,14	0,51
Ativo fixo/ativo	108	0,25	0,19	0,21	181	0,31	0,37	0,59

PAINEL F
Testes da média das características financeiras de empresas privadas grandes e pequenas com balanços contábeis anuais

	Testes da média		
	1998	2002	2004
ln (ativos)	3,161 (0,01)	6,23 (0,02)	2,34 (0,02)
ln (estoques)	1,42 (0,02)	1,76 (0,02)	2,378 (0,01)
ln (receita operacional líquida)	2,43 (0,01)	3,62 (0,02)	4,45 (0,03)
ln (dívida de longo prazo)	3,03 (0,02)	4,43 (0,01)	4,32 (0,10)
ln (dívida de curto prazo)	2,32 (0,04)	1,25 (0,06)	1,45 (0,08)

3.2 Identificação de choques monetários contracionistas

Após classificar as empresas em grandes e pequenas, vamos explicar com definimos as contrações monetárias. Como Bernanke e Mihov (1998) indicam, não há consenso na literatura em relação a uma postura monetária melhor. São usadas três medidas para indicar uma contração monetária: a taxa Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC), nominal e real *ex post*, e o Boschen-Mills (1995).

Bernanke e Blinder (1992) advogam que a taxa de juros fixada pelo Banco Central (BC) nas operações de mercado aberto é uma boa indicação da política monetária exceto em períodos em que o juro é muito volátil, o que não é o caso do Brasil no período da amostra (1999-2007).

Usamos a série trimestral da taxa SELIC efetiva, nominal e real *ex post*. A taxa SELIC é uma taxa de juros nominal que o BCB estabelece como sua meta em operações de mercado aberto. A seleção da SELIC segue Gertler e Gilchrist (1994).

Por conta da alta memória inflacionária do Brasil, que talvez ainda seja importante no período amostral escolhido, usamos a SELIC real *ex post* também.

Vamos definir uma contração monetária no trimestre ou ano quando a primeira diferença das SELICs é maior do que a média da série mais um desvio-padrão. Os painéis A e B da tabela 2 mostram estatísticas das séries da primeira diferença das SELICs nominal e real *ex post* em diversos subperíodos da amostra.

A terceira metodologia para identificar uma contração monetária está relacionada ao índice Boschen-Mills (1995). Para construir o índice, os autores leram os documentos das reuniões do Federal Open Market Committee (FOMC) e classificaram as contrações em cinco categorias: fortemente expansionista, moderadamente expansionista, neutra, pouco contracionista e fortemente contracionista.

Para encontrar um índice Boschen-Mills (1995) para o Brasil, lemos todas as atas do Comitê de Política Monetária (Copom) e outros documentos oficiais relativos à decisão de taxa de juros do BCB. Cada documento foi classificado em uma das cinco categorias citadas acima.⁴

O painel C da tabela 2 apresenta o resultado da classificação. Identificamos cinco trimestres que podem ser classificados como fortemente contracionistas. São eles: 1995 (segundo trimestre); 1997 (quarto trimestre); 1998 (quarto trimestre); 1999 (segundo trimestre); e 2002 (quarto trimestre). O critério SELIC identifica apenas três: 1995, 1997 e 1998. A categoria mais observada foi a neutra, com 15 observações.

TABELA 2

Identificação de contrações monetárias

Para definir uma contração monetária foram usados dois métodos: SELIC e o índice Boschen-Mills. Os painéis A e B mostram as contrações monetárias trimestrais definidas pela SELIC nominal e real, respectivamente. Com o método, identificamos uma contração monetária no caso em que a primeira diferença da taxa SELIC (nominal ou real) é maior do que a média da primeira diferença da SELIC mais um desvio-padrão. O painel C mostra o índice Boschen-Mills (1995) obtido após leitura das atas do Copom e outros documentos oficiais do BCB. A classificação do estado da política monetária foi feita nas seguintes categorias: muito expansionista, moderadamente expansionista, neutra, moderadamente contracionista e muito contracionista.

**PAINEL A
Taxa nominal SELIC**

	1994/4 a 1998/3	1998/4 a 2002/4	2002/5 a 2007/4	1994/4 a 2007/4
Média da primeira diferença	-0,018	-0,0019	-0,003	-0,008
Desvio-padrão da primeira diferença	0,082	0,046	-0,0024	0,057
Mediana da primeira diferença	-0,018	-0,0021	0,0009	-0,0031

Nota: Choques contracionistas: 1995/2, 1997/4 e 1998/4.

4. Bernanke e Mihov (1998) propõem uma outra forma de identificação dos choques monetários, em particular de contrações monetárias. Eles constroem um VAR flexível que engloba VARs anteriores baseados em hipóteses específicas sobre a política monetária do Federal Reserve (Fed), tal como o Fed Funds e o nível de reservas livres. A metodologia é usada para calcular choques monetários de alta frequência ou como um indicador do estado geral da política monetária.

PAINEL B
SELIC Real

	1994/4 a 1998/3	1998/4 a 2002/4	2002/5 a 2007/4	1994/4 a 2007/4
Média da primeira diferença	0,013	-0,0082	0,0138	0,18
Desvio-padrão da primeira diferença	0,086	0,051	0,0098	0,047
Mediana da primeira diferença	-0,00067	-0,0056	0,0027	-0,0019

Nota: Choques contracionistas: 1995/2, 1997/4 e 1998/4

PAINEL C
Índice Boschen-Mills

	1994/4 a 1998/3	1998/4 a 2002/4	2002/5 a 2007/4
Muito expansionista	3	0	0
Moderadamente expansionista	2	5	12
Neutro	1	16	13
Moderadamente contracionista	1	13	23
Muito contracionista	2	1	1

Nota: Choques contracionistas: 1995/2, 1997/4, 1998/4, 1999/2 e 2002/4.

Uma vez descrita a amostra e identificados os choques monetários, estamos em condições de proceder à análise empírica dos dados. Vamos analisar a seguir a reação de empréstimos bancários aos choques monetários para os dois grupos de empresas que selecionamos: públicas e privadas com balanços trimestrais, e privadas com informações anuais.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

4.1 Análise individual de empresas públicas e privadas com balanços contábeis trimestrais

Seguimos Oliner e Rudebush (1995) e construímos as seguintes variáveis para analisar a reação dos empréstimos bancários a contrações monetárias: *Mix* e *Fin*. *Mix* é definida como a razão entre o total de empréstimos de curto prazo e o total do passivo de curto prazo; *Fin* é a razão entre o total de empréstimos bancários de curto e longo prazo dividido pelo total do passivo de curto e longo prazo.

Para modelar a resposta de *Mix* e *Fin* a contrações monetárias, usamos a equação geral (1) a seguir. Usamos os critérios de Akaike e Schwarz para selecionar o número de defasagens dos regressores. Segundo estas estatísticas, a ordem de defasagens para a variável dependente foi 1 e para os choques monetários e as variáveis macroeconômicas, foi 4.

$$\begin{aligned}
 X_{it} = & a + \sum_{k=1}^4 b_k X_{i(t-k)} + \sum_{k=1}^4 c_k \text{Choque}_{t-k} + \sum_{j=1}^4 d_j \Delta \text{PIB}_{t-j} + \sum_{j=1}^4 e_j \pi_{t-j} + \\
 & + f(\text{ativofixo})_{it} + g(\text{BNDES}_i) + a_i + \mu_{it}
 \end{aligned} \quad (1)$$

onde X é *Mix* ou *Fin*; *Choque* é uma variável binária que é igual a 1 se houve um choque monetário contracionista, segundo os três critérios descritos anteriormente; ΔPIB mede a variação do PIB trimestral; π é a inflação; *ativofixo* mede o quociente de imobilizado sobre ativo total e *BNDES* é uma variável binária indicando se a empresa obteve ou não financiamento do BNDES durante nosso período amostral. Estas duas últimas variáveis controlam para a existência de possíveis custos de agência das empresas analisadas.

Nosso interesse é analisar o sinal e a significância estatística da soma dos coeficientes dos choques monetários contracionistas. Se a soma é negativa e estatisticamente significativa, temos evidências da existência do canal de empréstimo bancário. Vamos estimar usando efeito fixo, GMM Arellano Bond.⁵

Os painéis A e B da tabela 3 mostram os resultados (apenas para a soma dos coeficientes que identificam choques monetários) para pequenas e grandes empresas. Apresentamos as estimações de duas especificações, incluindo ou não as variáveis macroeconômicas, variação do PIB trimestral e inflação, π .

No painel A, apresentamos os resultados para *Mix*. Para duas especificações de empresas pequenas e para dois choques monetários, observamos que a soma dos coeficientes monetários é negativa e significativa. Ao contrário, para empresas grandes, a soma dos coeficientes é positiva para todas as especificações.

No painel B da tabela 3 estimamos a dinâmica de *Fin*. Verificamos, mais uma vez, que a soma dos coeficientes das contrações monetárias é negativa e significativa, no caso das pequenas empresas. Ao contrário, a soma dos coeficientes é positiva, em qualquer circunstância, para as empresas grandes.^{6,7}

Para as duas variáveis estudadas – *Mix* e *Fin* – os resultados obtidos com a estimação dos painéis não balanceados parecem indicar que as empresas grandes e pequenas reagem de forma diferente às contrações monetárias. Empréstimos de empresas pequenas são mais sensíveis e diminuem após contrações monetárias.

5. Como instrumentos, usamos *lags* regressores exógenos e defasagens da variável *ativofixo*. Usamos erros-padrão robustos em nossas regressões para corrigir para heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

6. No apêndice A, apresentamos os resultados completos das estimações de *Mix* e *Fin* para empresas públicas e privadas com informações trimestrais.

7. No apêndice A, apresentamos os resultados completos das regressões.

TABELA 3

Análise individual de painel não balanceado de empresas públicas e privadas com balanços contábeis trimestrais

Nossa amostra é composta de 291 empresas públicas e 102 empresas privadas com balanços contábeis trimestrais. Todas as empresas são não financeiras. Os balanços das empresas públicas são originários da CVM e Econômica e os balanços das empresas privadas são confidenciais e originários da Serasa e *Gazeta Mercantil*. Os balanços contábeis trimestrais vão do terceiro trimestre de 1994 até o último trimestre de 2007. Classificamos uma empresa como grande se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é maior que o percentil 70 em pelo menos um trimestre. Classificamos uma empresa como pequena se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é menor que o percentil 30 em pelo menos um trimestre. Estimamos duas versões da equação (1) do texto para cada classe de empresas e para cada tipo choque contracionista. Em uma delas, sem inflação e a taxa de crescimento do PIB (simples) e a outra incluindo estas duas variáveis. O número de defasagens da variável dependente foi escolhido usando as estatísticas de Akaike e Shwarz. Usamos GMM Arellano-Bond efeito fixo. Usamos como instrumentos os regressores exógenos e lags da variável *ativofixo*. O painel A mostra os resultados para *Mix* e o painel B mostra os resultados para *Fin*; *MIX* mostra a composição relativa dos empréstimos bancários de curto prazo das firmas em relação à dívida de curto prazo total e *Fin* mostra a composição relativa dos empréstimos bancários de curto e longo prazo em relação ao total de capital de terceiro das firmas; Choque = 1 se houve um choque monetário contracionista; e 0, em caso contrário; e ΔPIB é a taxa de crescimento do PIB e π é a inflação. Em parênteses, estão os valores-p. No apêndice A, apresentamos os resultados completos das regressões.

PAINEL A *MIX*

	<i>Mix</i>			
	Pequena		Grande	
	Simples	Incluindo ΔPIB e π	Simples	Incluindo ΔPIB e π
Σ Choques (SELIC)	-0,0262 (0,04)	-0,071 (0,03)	0,0879 (0,47)	0,079 (0,65)
Σ Choques (Copom)	-0,0565 (0,01)	-0,043 (0,023)	0,0587 (0,43)	0,073 (0,78)

PAINEL B *FIN*

	<i>Fin</i>			
	Pequena		Grande	
	Simples	Incluindo ΔPIB e π	Simples	Incluindo ΔPIB e π
Σ Choques (SELIC)	-0,0208 (0,03)	-0,072 (0,04)	0,035 (0,09)	0,043 (0,35)
Σ Choques(Copom)	-0,0064 (0,06)	-0,041 (0,08)	0,076 (0,44)	0,082 (0,18)

4.2 Análise individual de empresas privadas com balanços anuais

Para analisarmos empiricamente a reação dos empréstimos de empresas privadas, precisamos inicialmente redefinir o que chamamos de contração monetária. A contração monetária, neste caso, é definida como tendo ocorrido em certo ano quando ela sucede em, pelo menos, um trimestre daquele ano. Usamos um modelo semelhante à equação (1), exceto pela variável *BNDES*, que não temos disponível para empresas privadas. Usamos os critérios de Akaike e Shwarz para selecionar o número de defasagens dos regressores. Segundo essas estatísticas, a ordem de defasagens para a variável dependente foi 1 e para os choques monetários e variáveis

macroeconômicas foi 1 também. Os painéis A e B da tabela 4 mostram a estimação de *Mix* e *Fin* de pequenas e grandes empresas.⁸

No painel A da tabela 4, registramos a estimação da dinâmica de *Mix*. Outra vez, verifica-se que a soma dos coeficientes de choques monetários é negativa e significativa para as pequenas empresas. Ao contrário, para empresas grandes a soma dos coeficientes é positiva em todas as circunstâncias. Isto se repete para as estimações de *Fin* no painel B da tabela 4.⁹

Para as duas variáveis cuja dinâmica estudamos – *Mix* e *Fin* – os resultados obtidos com o painel de empresas privadas, com informações anuais, se assemelham àqueles que obtivemos com empresas privadas e públicas com informações trimestrais. Assim, pequenas e grandes empresas reagem de forma muito diferente às contrações monetárias. Pequenas empresas, sejam públicas ou privadas, são mais sensíveis a essas contrações e tendem a diminuir sua demanda de empréstimos bancários, diferentemente do que acontece com as grandes empresas privadas.

TABELA 4

Análise individual com painel não balanceado de empresas privadas com balanços anuais

Nossa amostra é composta de 4.735 empresas privadas. Todas as empresas são não financeiras. Temos balanços contábeis anuais de 1998 até 2007. Classificamos uma empresa como grande se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é maior que o percentil 70 em pelo menos um ano. Classificamos uma empresa como pequena se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é menor que o percentil 30 em pelo menos um ano. Identificamos um choque monetário contracionista em um ano se ele ocorreu em um trimestre daquele ano. Estimamos duas versões da equação (1) do texto para cada classe de empresas e para cada tipo de choque contracionista. Em uma delas, sem inflação e a taxa de crescimento do PIB (simples), e a outra incluindo estas duas variáveis. Não utilizamos o regressor BNDES, pois não temos informações disponíveis de financiamentos do BNDES para empresas privadas. O número de defasagens da variável dependente em cada uma das regressões foi escolhido usando as estatísticas de Akaike e Schwartz. Usamos GMM Arellano-Bond efeito fixo. Usamos como instrumentos os regressores exógenos e lags de ativos totais. O painel A mostra os resultados para *Mix* e o painel B mostra os resultados para *Fin*. *Mix* mostra a composição relativa de dívida bancária de curto prazo das empresas em relação ao passivo de curto prazo; *Fin* mostra a composição relativa do total de empréstimos bancários de curto e longo prazo em relação ao total do ativo. Se choque = 1, houve um choque monetário contracionista, e se for 0, é o caso contrário e ΔPIB é a variação do PIB. Em parênteses estão os valores-p. No apêndice B, apresentamos os resultados completos das regressões.

PAINEL A

Mix

	<i>Mix</i>			
	Pequena		Grande	
	Simples	Incluindo PIB e π	Simples	Incluindo PIB e π
Σ Choques (SELIC)	-0,045 (0,02)	-0,0246 (0,06)	0,0464 (0,61)	0,0346 (0,30)
Σ Choques (Copom)	-0,0568 (0,051)	-0,0412 (0,03)	0,0123 (0,24)	0,0481 (0,76)

8. Mais uma vez, usamos erros-padrão robustos em nossas regressões para corrigir a heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

9. No apêndice B, apresentamos os resultados completos das estimações de *Mix* e *Fin* das empresas privadas com balanços anuais.

PAINEL B
Fin

	<i>Fin</i>			
	Pequena		Grande	
	Simples	Incluindo PIB e π	Simples	Incluindo PIB e π
Σ Choques (SELIC)	-0,0020 (0,078)	-0,0074 (0,089)	0,0263 (0,73)	0,0035 (0,65)
Σ Choques (Copom)	-0,018 (0,05)	-0,0159 (0,043)	0,011 (0,65)	0,0288 (0,44)

4.3 Análise de robustez

Em uma primeira tentativa, para analisar a robustez dos nossos resultados anteriores, vamos agregar os dados trimestrais e verificar a reação das variáveis *Mix* e *Fin* agregadas a contrações monetárias. Para tanto, construímos cada uma das três séries de pequenas e grandes empresas com balanços contábeis trimestrais da seguinte maneira. Tomamos uma média aritmética de cada série em cada trimestre para pequenas e grandes empresas do terceiro trimestre de 1994 ao quarto trimestre de 2007.

Nosso modelo estimado se assemelha a (1). Usamos os mesmos regressores com exceção do regressor *BNDES*. Os painéis A e B da tabela 5 mostram os resultados. Como vimos, a soma das variáveis de contrações monetárias é negativa e significativa para empresas pequenas em qualquer especificação e positiva significativa ou não para empresas grandes. Portanto, resultado muito semelhante àquele que obtivemos com as análises individuais.

TABELA 5

Análise agregada de empresas públicas e privadas com balanços contábeis trimestrais

Nossa amostra é composta de 291 empresas públicas e 102 empresas privadas com balanços contábeis trimestrais. Todas as empresas são não financeiras. Os balanços das empresas públicas são originários da CVM, e os balanços das empresas privadas são confidenciais e originários da Serasa e da *Gazeta Mercantil*. Os balanços contábeis trimestrais vão do terceiro trimestre de 1994 até o último trimestre de 2007. Classificamos uma empresa como grande se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é maior que o percentil 70 em pelo menos um trimestre. Classificamos uma empresa como pequena se o $\ln(\text{total de seus ativos})$ é menor que o percentil 30 em pelo menos um trimestre. Os dados agregados são médias dos dados individuais das empresas a cada trimestre. Estimamos duas versões da equação (1) do texto para cada classe de empresas e para cada tipo de choque. Em uma delas, sem inflação e sem a taxa de crescimento do PIB (simples), e a outra incluindo estas variáveis. Não usamos a variável *BNDES* em nenhuma das regressões. Usamos GMM Arellano-Bond efeito fixo. Usamos como instrumentos os regressores exógenos e lags da variável *ativofixo*. O painel A mostra os resultados para *Mix* e o painel B mostra os resultados para *Fin*; *Mix* mostra a composição relativa dos empréstimos bancários de curto prazo das firmas em relação à dívida de curto prazo total e *Fin* mostra a composição relativa dos empréstimos bancários de curto e longo prazo em relação ao total de capital de terceiro das firmas; Choque = 1 se houve um choque monetário contracionista e 0, em caso contrário, e ΔPIB é a variação do PIB e π é a inflação. Em parênteses, estão os valores-p. Usamos Akaike e Schwarz para escolher o número de defasagens.

PAINEL A
Empresas grandes

	<i>Mix</i>	<i>Fin</i>
Agregado		
Σ Choques SELIC	0,021 (0,034)	0,032 (0,76)
Σ Choques Copom	0,041 (0,08)	0,043 (0,04)

PAINEL B
Empresas pequenas

	<i>Mix</i>	<i>Fin</i>
Σ Choques SELIC	-0,011 (0,094)	-0,023 (0,054)
Σ Choques Copom	-0,065 (0,04)	-0,034 (0,07)

Talvez os nossos resultados anteriores tenham alguma relação com o fato de que temos mais empresas pequenas do que empresas grandes em nossa amostra, tanto na análise empírica trimestral quanto na análise empírica anual. Para verificar se isto está realmente afetando nossos resultados, reduzimos o número de pequenas empresas de modo a ser igual ao número de grandes empresas. Devido a questões de espaço, não reportamos os resultados, mas eles confirmam em linhas gerais os resultados anteriores.

Realizamos também vários outros exercícios de robustez: mudamos do percentil 30 para o percentil 20 e do percentil 70 para o percentil 80 nossos pontos de corte de empresas pequenas e grandes, respectivamente; interagimos a variável binária que indica um choque monetário com uma variável binária que indica se a empresa é pública ou privada; fizemos uma regressão trimestral com empresas pequenas e grandes juntas com a inclusão de uma variável binária indicando se a empresa é pequena ou grande; introduzimos em nossas regressões uma variável binária que indica uma crise financeira no Brasil em nosso período amostral; incluímos outras variáveis para capturar custos de agência como lucratividade (medido pela relação entre a receita operacional pelo ativo) e alavancagem (dívida total dividida pelo ativo). Por questões de espaço mais uma vez, não apresentamos os resultados, mas eles confirmam em linhas gerais aqueles apresentados anteriormente.

4.4 Discussão dos resultados

Todos os nossos resultados empíricos acima parecem indicar uma assimetria relevante na reação de empréstimos de pequenas e grandes empresas a contrações monetárias. Pequenas empresas reduzem seus empréstimos bancários após contrações monetárias, ao contrário das grandes empresas. Esta assimetria reflete diferentes níveis de acesso ao mercado financeiro por parte desses dois grupos de empresas.

Grandes empresas privadas e públicas têm mais alternativas de financiamento do que suas contrapartes pequenas e, portanto, são capazes de sofrer menos descontinuidade em termos de investimentos, receitas e financiamentos de curto prazo após contrações monetárias.

As grandes empresas no Brasil que têm mais condições de obter empréstimos ou financiamentos junto ao BNDES, bem como empréstimos ou financiamentos

externos geralmente respondem a uma queda inesperada nos fluxos de caixa de uma maneira diferente das pequenas empresas. Elas podem, pelo menos temporariamente, ser capazes de manter seus níveis de produção e do emprego em face dos custos mais altos do capital. No entanto, este não é o caso das pequenas empresas. Essas empresas, que têm acesso mais limitado aos mercados financeiros, tendem a reduzir seus estoques e receitas, bem como a cortar mais emprego e produção.

Acreditamos que a política monetária contracionista levou a uma deterioração dos balanços contábeis das empresas de pequeno porte devido a uma redução em suas receitas e redução dos preços dos seus ativos. A redução nas receitas significou uma menor capacidade de utilizar o financiamento interno que é muito relevante para estas empresas. A redução nos preços dos ativos reduziu o valor das suas garantias. Nestas circunstâncias, os empréstimos podem não ter sido rolados na data de vencimento ou ter sido prematuramente exigidos. Como consequência, os custos de agência dessas empresas se acentuaram após contrações monetárias.

Essas diferenças no acesso ao mercado financeiro entre empresas grandes e pequenas têm muitas razões possíveis. Alguns têm a ver com uma legislação de falência que torna difícil para os credores retomar o crédito concedido. Outro fator são os altos *spreads* que ainda prevalecem no Brasil especialmente para empresas pequenas. Outro motivo relevante, também, pode estar relacionado a um mercado de crédito segmentado em que o financiamento a longo prazo vem basicamente do BNDES, um banco mais acessível às grandes empresas, que preenchem os requisitos exigidos, do que às pequenas empresas.¹⁰

Nossos resultados estão em linha com estudo semelhante recente para a Espanha de Valverde e Del Passo (2009). Os autores analisaram o comportamento financeiro das empresas espanholas, no que diz respeito ao crédito bancário, entre 1992 e 2003. A evidência empírica sugere que as empresas que dispõem de ativos líquidos podem substituir os empréstimos bancários por outras formas de financiamento e, portanto, são menos sensíveis a choques monetários contracionistas. Assim, ativos líquidos em quantidade permitem que as empresas invistam em outros projetos atrativos no caso de aperto das condições monetárias. Este é o caso das grandes empresas brasileiras de nossa amostra.

Nossos resultados diferem, contudo, daqueles apresentados por Oliner e Rudebush (1995). Estes autores usaram dados do setor de manufaturas dos Estados Unidos da América e mostraram que o canal de empréstimo bancário não é efetivo. O fato pode, talvez, ser explicado por terem, aqueles autores, usado dados do setor da indústria, que, naturalmente, tem empresas maiores e com mais acesso

10. A política monetária afeta não apenas o nível geral das taxas de juro, mas também o tamanho do prêmio de financiamento externo. As diferenças entre grandes e pequenas empresas surgem com mais evidência em períodos de recessão e em períodos de aperto monetário.

a crédito do que empresas do setor de serviços. Ao contrário, nossos dados são muito mais abrangentes, incluindo um número substancial de empresas do setor de serviços e do setor de comércio.

Para o Brasil, um artigo cujos resultados seguem na direção dos nossos é Graminho e Bonomo (2002). Os autores mostraram evidências de que um considerável número de empresas brasileiras depende de empréstimos bancários. Essa dependência é ainda mais relevante para as empresas pequenas, que dependem mais do crédito bancário que as empresas grandes.

5 CONCLUSÃO

Estudamos a relevância do canal de empréstimo bancário no Brasil. Para tanto, utilizamos dados micro de 291 empresas públicas e 4.735 empresas privadas brasileiras. A análise empírica teve como base painéis não balanceados trimestrais e anuais que evidenciaram os efeitos de contrações monetárias nos empréstimos bancários dessas empresas.

Os resultados obtidos pelo estudo indicam, claramente, que existe um ativo canal de empréstimo bancário, na transmissão da política monetária em nosso país, no que diz respeito a pequenas empresas. Pequenas empresas reduzem seus empréstimos bancários após contrações monetárias, ao contrário das grandes empresas.

A reação das grandes empresas pode ser explicada em parte pelas seguintes razões: elas têm mais facilidade de acesso ao mercado externo de crédito e, por outro lado, contam com a ajuda do BNDES, tanto para financiamento de curto prazo como para longo prazo.

Um importante aspecto não abordado neste estudo e que merece ser pesquisado no futuro é o entendimento do funcionamento do canal de empréstimo bancário no agregado. Para entender isto, faz-se necessário compreender bem a parcela do PIB agregado que corresponde às pequenas empresas.

ABSTRACT

This article examines the existence of an active channel of transmission of monetary policy, known as the bank-lending channel. We build an original database of 291 public and 4,735 private companies and analyze the reactions of their bank loans to monetary contractions. Our results show that firms with greater financial restrictions decrease their demand for bank credit after monetary contraction, as predicted by the theory of bank lending.

REFERÊNCIAS

BERNANKE, B.; BLINDER, A. Credit, money, and aggregate demand. *American Economic Review*, v. 78, n. 2, p. 435-439, 1988 (Papers and Proceedings).

_____. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, v. 82, p. 901-921, 1992.

_____; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

_____; MIHOV, I. Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 869-902, Aug. 1998.

BOSCHEN, F. J.; MILLS, L. O. The relation between narrative and money market indicators of monetary policy. *Economic Inquiry*, v. 33, Issue 1, p. 24-44, 1995.

GERTLER, M.; GILCHRIST, S. Monetary policy, business cycles and the behavior of small firms. *Quarterly Journal of Economics*, v. 119, Issue 2, p. 309-340, 1994.

GRAMINHO, F. M.; BONOMO, M. A. O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30. **Anais ...** Nova Friburgo, RJ: PANPEC, 2002. (CD-ROM)

HUBBARD, R. G. Is there a “credit channel” for monetary policy? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 77, p. 63-74, 1995.

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C. Monetary policy and bank lending. In: MANKIWI, N. G. (Ed.). *Monetary policy*. Chicago: University of Chicago Press, 1994. p. 221-256.

_____. The impact of monetary policy on bank balance sheets. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, p. 151-195, 1995.

_____. What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, v. 90, n. 3, p. 407-428, 2000.

_____; WILCOX, D. Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. *The American Economic Review*, v. 83, p. 78-98, 1993.

MISHKIN, F. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. *Banque de France Bulletin Digest*, n. 27, 1996.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, v. 48, n. 3, p. 261-297, 1958.

OLINER, S.; RUDEBUSCH, G. Is there a broad credit channel for monetary policy? *Federal Reserve Board of San Francisco Economic Review*, v. 2, 1995.

VALVERDE, C. S.; DEL PASO L. R.. Bank-lending channel and non-financial firms: evidence from Spain. *Spanish Economic Review*, v. 11, n. 21, 2009.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, 2005.

(Originais submetidos em agosto de 2009. Última versão recebida em julho de 2010. Aprovada em agosto de 2010).

APÊNDICE A

EMPRESAS PÚBLICAS E PRIVADAS COM BALANÇOS TRIMESTRAIS

TABELA A.1
PAINEL A
SELIC *MIX*

	Pequena		Grande	
	Simples	PIB e inflação	Simples	PIB e inflação
a	0,43 (0,17)	-0,089 (0,85)	0,071 (0,34)	0,081 (0,21)
b	-0,03 (0,51)	-0,009 (0,55)	0,031 (0,28)	0,0043 (0,92)
c1	-0,013 (0,34)	-0,0011 (0,068)	0,04 (0,062)	0,0099 (0,96)
c2	-0,007 (0,03)	-0,019 (0,07)	0,003 (0,75)	0,0093 (0,82)
c3	-0,0042 (0,49)	-0,042 (0,042)	0,0154 (0,29)	0,0552 (0,0046)
c4	-0,002 (0,08)	-0,0089 (0,093)	0,0025 (0,67)	0,0046 (0,65)
d1		0,46 (0,20)		0,72 (0,09)
d2		0,80 (0,41)		0,68 (0,00)
d3		0,19 (0,25)		0,85 (0,14)
d4		0,43 (0,04)		0,10 (0,68)
e1		0,53 (0,00)		0,32 (0,76)
e2		0,33 (0,84)		0,93 (0,37)
e3		0,51 (0,38)		0,10 (0,83)
e4		0,86 (0,63)		0,92 (0,94)
f	0,71 (0,072)	0,072 (0,030)	0,18 (0,58)	0,44 (0,25)
g	0,084 (0,071)	0,013 (0,064)	0,05 (0,61)	0,36 (0,63)
R2	0,41	0,42	0,44	0,63
Normalidade	(0,42)	(0,55)	(0,62)	(0,57)
Teste LM	(0,61)	(0,44)	(0,44)	(0,52)
Estatística-J	(0,44)	(0,60)	(0,41)	(0,58)

TABELA A.2
PAINEL A
Copom MIX

	Pequena		Grande	
	Simplex	PIB e inflação	Simplex	PIB e inflação
a	0,79 (0,52)	0,50 (0,72)	0,47 (0,51)	0,06 (0,27)
b	-0,056 (0,57)	-0,027 (0,02)	0,0024 (0,52)	0,0078 (0,97)
c1	-0,019 (0,036)	-0,006 (0,025)	0,047 (0,69)	0,0049 (0,74)
c2	-0,0044 (0,41)	-0,0026 (0,046)	0,003 (0,56)	0,021 (0,83)
c3	-0,0341 (0,05)	-0,0264 (0,011)	0,0045 (0,82)	0,0418 (0,82)
c4	-0,001 (0,03)	-0,008 (0,077)	0,0042 (0,17)	0,0053 (0,96)
d1		0,39 (0,076)		0,61 (0,89)
d2		0,10 (0,33)		0,94 (0,34)
d3		0,32 (0,70)		0,38 (0,70)
d4		0,62 (0,56)		0,95 (0,57)
e1		-0,18 (0,18)		0,38 (0,75)
e2		0,38 (0,43)		0,37 (0,30)
e3		0,77 (0,35)		0,89 (0,99)
e4		0,08 (0,77)		0,72 (0,84)
f	0,065 (0,054)	0,045 (0,026)	0,025 (0,012)	0,087 (0,069)
g	0,041 (0,032)	0,031 (0,02)	0,042 (0,012)	0,032 (0,23)
R2	0,53	0,62	0,34	0,66
Normalidade	(0,79)	(0,51)	(0,72)	(0,42)
Teste LM	(0,63)	(0,61)	(0,42)	(0,77)
Estatística-J	(0,74)	(0,62)	(0,22)	(0,88)

TABELA A.3
PAINEL B
SELIC *FIN*

	Pequena		Grande	
	Simples	PIB e inflação	Simples	PIB e inflação
a	0,14 (0,45)	0,17 (0,85)	0,54 (0,15)	0,60 (0,74)
b	-0,05 (0,72)	-0,0052 (0,82)	0,0012 (0,31)	0,002 (0,65)
c1	-0,0016 (0,29)	-0,0033 (0,94)	0,0047 (0,02)	0,026 (0,44)
c2	-0,012 (0,04)	-0,0592 (0,41)	0,0249 (0,03)	0,0296 (0,36)
c3	-0,003 (0,17)	-0,0055 (0,43)	0,0034 (0,72)	0,016 (0,72)
c4	-0,0042 (0,024)	-0,004 (0,85)	0,0020 (0,71)	0,0092 (0,45)
d1		0,051 (0,044)		0,91 (0,63)
d2		0,95 (0,30)		0,38 (0,31)
d3		0,40 (0,37)		0,80 (0,72)
d4		0,86 (0,63)		0,15 (0,22)
e1		-0,23 (0,96)		0,42 (0,24)
e2		-0,65 (0,24)		0,95 (0,32)
e3		0,24 (0,77)		0,01 (0,67)
e4		0,56 (0,09)		0,61 (0,44)
f	0,25 (0,35)	0,081 (0,037)	0,52 (0,77)	0,23 (0,70)
g	0,044 (0,040)	0,082 (0,09)	0,16 (0,73)	0,05 (0,48)
R2	0,52	0,62	0,70	0,83
Normalidade	(0,53)	(0,79)	(0,52)	(0,64)
Teste LM	(0,72)	(0,53)	(0,82)	(0,55)
Estatística-J	(0,61)	(0,31)	(0,62)	(0,73)

TABELA A.4
PAINEL B
Copom *FIN*

	Pequena		Grande	
	Simples	PIB e inflação	Simples	PIB e inflação
a	0,85 (0,43)	0,11 (0,13)	0,15 (0,57)	0,74 (0,79)
b	-0,0035 (0,35)	-0,0051 (0,17)	0,044 (0,20)	0,006 (0,08)
c1	-0,0038 (0,43)	-0,0281 (0,002)	0,0336 (0,29)	0,0616 (0,41)
c2	-0,0017 (0,43)	-0,0023 (0,70)	0,012 (0,35)	0,008 (0,79)
c3	-0,0021 (0,44)	-0,009 (0,43)	0,024 (0,45)	0,0089 (0,16)
c4	-0,003 (0,46)	-0,0016 (0,77)	0,0064 (0,50)	0,0035 (0,61)
d1		0,58 (0,57)		0,04 (0,92)
d2		0,71 (0,51)		0,62 (0,32)
d3		0,94 (0,00)		0,58 (0,92)
d4		0,25 (0,21)		0,44 (0,58)
e1		0,94 (0,52)		0,17 (0,00)
e2		0,75 (0,54)		0,04 (0,70)
e3		0,59 (0,09)		0,00 (0,15)
e4		0,27 (0,25)		0,97 (0,67)
f	0,041 (0,023)	0,10 (0,22)	0,85 (0,18)	0,86 (0,55)
g	0,18 (0,44)	0,55 (0,47)	0,20 (0,76)	0,18 (0,55)
R2	0,72	0,76	0,51	0,62
Normalidade	(0,53)	(0,63)	(0,57)	(0,43)
Teste LM	(0,64)	(0,82)	(0,68)	(0,51)
Estatística-J	(0,42)	(0,77)	(0,69)	(0,62)

APÊNDICE B

EMPRESAS PRIVADAS COM BALANÇOS ANUAIS

TABELA B.1
PAINEL A
SELIC *MIX*

	Pequena		Grande	
	Simples	PIB e inflação	Simples	PIB e inflação
a	0,0184 (0,32)	0,0135 (0,79)	0,0188 (0,39)	0,0149 (0,72)
b	-0,0064 (0,87)	-0,0050 (0,61)	0,0222 (0,75)	0,0313 (0,45)
c1	-0,045 (0,02)	-0,0246 (0,06)	0,0464 (0,61)	0,0346 (0,30)
d1		0,0145 (0,045)		
e1		-0,0363 (0,52)		-0,0128 (0,029)
f	0,0047 (0,065)	0,0023 (0,087)	0,0145 (0,073)	0,0113 (0,058)
R2	0,44	0,72	0,78	0,82
Normalidade	(0,86)	(0,83)	(0,46)	(0,71)
Teste LM	(0,62)	(0,54)	(0,61)	(0,52)
Estatística-J	(0,58)	(0,71)	(0,71)	(0,31)

TABELA B.2
PAINEL A
Copom *MIX*

	Pequena		Grande	
	Simples	PIB e inflação	Simples	PIB e inflação
a	0,0075 (0,72)	0,0016 (0,83)	0,0022 (0,43)	0,0193 (0,79)
b	-0,0325 (0,42)	-0,0027 (0,84)	0,0032 (0,44)	0,0038 (0,25)
c1	-0,0568 (0,051)	-0,0412 (0,03)	0,0123 (0,24)	0,0481 (0,76)
d1		0,0212 (0,43)		0,0219 (0,10)
e1		0,0052 (0,74)		0,0082 (0,24)
f		0,0155 (0,084)	0,0136 (0,028)	0,0202 (0,042)
R2	0,43	0,79	0,46	0,84
Normalidade	(0,52)	(0,73)	(0,33)	(0,82)
Teste LM	(0,44)	(0,71)	(0,67)	(0,72)
Estatística J	(0,47)	(0,61)	(0,87)	(0,32)

TABELA B.3
PAINEL B
SELIC *FIN*

	Pequena		Grande	
	Simples	PIB e inflação	Simples	PIB e inflação
a	0,021 (0,33)	0,0217 (0,37)	0,016 (0,85)	0,010 (0,08)
b	-0,0025 (0,068)	-0,0021 (0,078)	-0,0063 (0,21)	0,0033 (0,69)
c1	-0,0020 (0,078)	-0,0074 (0,089)	0,0263 (0,73)	0,0035 (0,65)
d1		0,0210 (0,043)	0,81 (0,41)	0,021 (0,00)
e1		0,0092 (0,187)		0,075 (0,48)
f	0,0321 (0,06)	0,0063 (0,68)	0,0012 (0,23)	0,0317 (0,95)
R2	0,70 (0,71)	0,78 (0,81)	0,61 (0,52)	0,68 (0,42)
Normalidade				
Teste LM	(0,68)	(0,38)	(0,32)	(0,78)
Estatística-J	(0,31)	(0,41)	(0,42)	(0,43)

TABELA B.4
PAINEL B
Copom *FIN*

	Pequena		Grande	
	Simples	PIB e inflação	Simples	PIB e inflação
a	0,023 (0,04)	0,015 (0,88)	0,0188 (0,89)	0,029 (0,54)
b	-0,0060 (0,87)	-0,0040 (0,41)	0,022 (0,75)	0,0133 (0,18)
c1	-0,018 (0,05)	-0,0159 (0,043)	0,011 (0,65)	0,0288 (0,44)
d1		0,0275 (0,75)		0,0352 (0,85)
e1		-0,0173 (0,076)		0,018 (0,29)
f	0,0157 (0,045)	0,023 (0,076)	0,025 (0,63)	0,033 (0,48)
R2	0,41 (0,42)	0,52 (0,32)	0,72 (0,34)	0,78 (0,52)
Normalidade				
Teste LM	(0,51)	(0,44)	(0,31)	(0,72)
Estatística-J	(0,67)	(0,38)	(0,44)	(0,48)

EFEITOS DO INVESTIMENTO SOBRE O CRESCIMENTO NO BRASIL: AMPLIANDO O TESTE EMPÍRICO DE JONES (1995)

Ivan Castelar*

Fabício Linhares**

Christiano Penna***

Este trabalho emprega uma extensão do teste empírico de modelos de crescimento proposto por Jones (1995). Em um contexto onde funções de produção possibilitam efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico, uma metodologia baseada num modelo não linear, com efeito *threshold*, é proposta para investigar os efeitos do investimento em capital fixo no crescimento da renda *per capita* brasileira. Os resultados sugerem que este tipo de investimento deve afetar o crescimento de longo prazo do Brasil, desde que a economia esteja em um estágio relativamente desacelerado. Em caso de rápido crescimento, entretanto, o capital fixo parece não exercer grande influência na taxa de crescimento de longo prazo.

1 INTRODUÇÃO

Na literatura econômica os efeitos do investimento sobre o crescimento têm sido geralmente analisados sob a perspectiva das teorias neoclássica e do crescimento endógeno. A primeira vertente segue o trabalho seminal de Solow (1956), que afirma que os retornos do capital são decrescentes e que o investimento é capaz de gerar apenas um efeito temporário na taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB); ou seja, a relação de longo prazo entre o investimento e a taxa de crescimento econômico seria inexistente.

A teoria do crescimento endógeno, baseada principalmente nos trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988), por outro lado, assume que os retornos de escala do capital são constantes, preconizando a existência de uma relação positiva entre investimento e crescimento econômico de longo prazo.

O exame da literatura recente sobre crescimento parece indicar um consenso entre os economistas de que a teoria neoclássica é capaz de explicar melhor o crescimento econômico de longo prazo; entretanto, esta teoria não consegue explicar de maneira satisfatória o crescimento recente dos Tigres Asiáticos ou os desastres de crescimento como os dos países da África subsaariana.

* Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia (Caen) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

** Professor do Caen/UFC.

*** Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e doutorando do Caen/UFC.

Através da teoria do crescimento endógeno é possível explicar os fenômenos citados anteriormente, entretanto, e de uma maneira geral, a previsão desta teoria em relação à maneira como o investimento influencia o crescimento de longo prazo não vem sendo constatada pela análise empírica.

Como, até então, não se sabia ao certo se os efeitos do investimento sobre o crescimento eram de curto ou de longo prazo; se os efeitos de nível prevaleciam sobre os de crescimento; ou, ainda, se os retornos constantes do fator acumulável prevaleciam sobre os retornos decrescentes, Jones (1995) organizou os modelos de crescimento endógenos e neoclássicos conforme suas previsões e observou que a relação entre investimento e crescimento em cada um deles se dava não só de maneiras distintas, mas também excludentes. Com base nestas previsões, ele formulou um teste empírico através da análise de séries temporais que permite corroborar um determinado modelo em detrimento do outro.¹

O teste proposto por Jones (1995) foi bem aceito pela comunidade acadêmica e tem sido replicado e analisado até recentemente. Dentre os principais trabalhos relacionados ao teste, pode-se citar Karras (1999), que conduz o teste para um painel de 11 economias da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) utilizando como variável explicativa a carga tributária; Romero-Avila (2006), que utiliza testes de raiz unitária que possibilitam a acomodação de quebras estruturais e possuem maior poder frente aos utilizados por Jones (1995); e, também, Kocherlakota e Yi (1994), que investigaram as previsões relacionadas à maneira como inovações temporárias nas políticas públicas afetam o nível do crescimento econômico.² Para estes estudos, todos baseados na metodologia de Jones, a previsão de que o investimento gera apenas efeitos temporários no nível do PIB, ou do PIB *per capita*, é constatada.

Tanto a metodologia empregada em Jones, quanto nos demais estudos citados, parte da premissa de que o investimento é linearmente relacionado ao crescimento econômico de longo prazo. No entanto, e embora a possibilidade de efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico tenha sido relativamente pouco explorada pela literatura do crescimento econômico, esta possibilidade de efeitos diferenciados foi caracterizada em alguns estudos.

1. É necessário ressaltar que a análise das previsões dos modelos neoclássicos e endógenos, nos termos de Jones (1995), é baseada no pressuposto de que as economias operam apenas com um dos dois tipos de função de produção inerentes à análise, ou seja, este teste empírico parte da premissa de que a economia em análise utiliza ou uma função de produção neoclássica ou uma função de produção que permite crescimento endógeno.

2. Contrariamente a estes autores, Lau (2008) argumenta que a análise direta, via séries temporais, da hipótese de que mudanças permanentes na taxa de investimento produzem efeitos no nível ou efeito no crescimento pode não ser sempre possível devido à falta de permanentes mudanças na taxa de investimento, mas, apesar da crítica, a proposta deste último autor é muito semelhante à de Kocherlakota e Yi (1994), e finda por analisar uma previsão alternativa à proposta por Jones (1995)

No campo teórico, por exemplo, Azariadis e Drazen (1990) introduzem um efeito *threshold* para segregar as externalidades positivas advindas do investimento em capital humano e formulam um modelo de crescimento onde existem dois tipos de equilíbrio. Um primeiro equilíbrio, que nos parece ser mais condizente com a teoria neoclássica, pois a economia repousa sobre um estado estacionário sem crescimento da renda *per capita* onde o montante inicial de capital humano é tão baixo que o retorno marginal dos recursos investidos na educação se torna inferior ao custo de oportunidade de retirá-los da produção. Assim sendo, o estoque de capital humano nunca deve aumentar e, um segundo equilíbrio que, por sua vez, é mais condizente com a previsão dos modelos endógenos, onde o estoque de capital humano é maior e o retorno adicional de educação torna-se alto o suficiente para sustentar um constante investimento na educação, possibilitando assim crescimento endógeno.

Duggal, Saltzman e Klein (1999) questionam as funções Cobb-Douglas, CES e Translog e argumentam que a teoria neoclássica sugere que o produto marginal do trabalho seja positivo, com uma derivada segunda que inicialmente é positiva e, após atingido um máximo, negativa.³ Isto significa que há uma escala inicial de produção caracterizada por retornos crescentes para a entrada de trabalho e que o gráfico da produção total em relação ao insumo trabalho deveria mostrar um comportamento semelhante a uma curva com formato de S.

Para garantir este formato, os autores formulam uma função de produção onde a infraestrutura atua como parte da restrição tecnológica e não como um insumo discricionário, especificando a taxa de crescimento tecnológico como uma tendência temporal e uma função não linear da infraestrutura. Deste modo, o efeito do investimento no crescimento econômico também passa a ser não linear.

Fiaschi e Lavezzi (2007) também propõem um modelo de crescimento não linear baseado numa função de produção convexo-côncava, onde o progresso tecnológico é resultante do comércio internacional, da acumulação de conhecimento e de *spillovers* tecnológicos. Os autores argumentam que o modelo sugere uma trajetória não linear devido à existência de um nível intermediário de capital que gera retornos crescentes de escala e que tal suposição seria justificada por mudanças estruturais no processo de crescimento.⁴ A decorrência deste tipo de modelagem também conclui com efeitos não lineares do investimento no crescimento econômico.

3. Uma série de estudos empíricos vem questionando a validade da especificação da função de produção Cobb-Douglas usualmente utilizada. Duffy e Papageorgiou (2000), Klump e de La Grandville (2000), Miyagiwa e Papageorgiou (2003), Palivos e Karagiannis (2007) e Papageorgiou e Saam (2008), por exemplo, sugerem que a especificação do tipo CES é mais aderente aos dados do que a especificação Cobb-Douglas.

4. Nestes estudos, as mudanças estruturais seriam decorrentes de alterações na participação relativa dos setores da agricultura e da indústria, como sugerem os estudos de Lewis (1956) e Rostow (1960). Para uma discussão mais detalhada dos efeitos gerados por possíveis mudanças estruturais numa determinada economia, ver Murphy, Shleifer e Vishny (1989) e Peretto (1999).

No âmbito dos ciclos de negócios,⁵ Matsuyama (1999) descreve uma interessante teoria onde a trajetória de crescimento balanceado é instável e uma economia atinge o crescimento sustentável através de ciclos, movendo-se perpetuamente entre dois regimes distintos. O regime de Solow, onde os produtos são fornecidos num ambiente competitivo sem inovação e a função de produção agregada possui as propriedades neoclássicas padrão; e o regime de Romer, onde a estrutura de mercado é temporariamente monopolística, existe inovação e a função de produção agregada é linear no capital.

Ainda neste âmbito, Evans, Honkapohja e Romer (1998) construíram um modelo de expectativas racionais cuja economia se alterna estocasticamente entre períodos de baixo e alto crescimento. A indeterminação das expectativas é induzida pela concorrência monopolista e pela complementaridade entre os diferentes tipos de bens de capital, não sendo necessário externalidades nem retornos crescentes de escala. Neste modelo, quando os agentes esperam que o crescimento seja lento, o retorno sobre o investimento é baixo e portanto pouco se investe; de modo contrário, se os agentes esperam que o crescimento seja rápido, o investimento é alto, os retornos são altos, e o crescimento é rápido.

Lensink (2002) também reforça a existência de uma relação não linear entre incerteza e investimento para economias desenvolvidas. O estudo apresenta dois tipos de estimativas do impacto da incerteza, que neste caso é descrita pela volatilidade dos retornos do mercado de ações, sobre o investimento. No primeiro, são estimados modelos de investimento onde são incluídos um termo linear e um termo quadrático para a incerteza. Já no segundo, são estimados modelos de investimento em que a incerteza é uma variável *threshold*. Ambos os tipos de estimativas fornecem evidências empíricas sobre a relevância de um efeito não linear da incerteza sobre o investimento.

Constata-se, portanto, que os estudos citados parecem sugerir possíveis explicações para um efeito diferenciado do investimento sobre o crescimento econômico. Tal diferenciação poderia decorrer dos formatos funcionais alternativos das funções de produção agregadas, ou devido a algum mecanismo de transmissão ligado à incerteza ou às expectativas racionais, por exemplo. Os estudos também sugerem que a diferenciação destes efeitos possivelmente esteja associada ao estado em que a economia se encontra, tal como descrito em Evans, Honkapohja e Romer (1998) e em Matsuyama (1999).

Assim sendo, uma modificação do teste de Jones, de modo que o mesmo passe a englobar as questões apresentadas acima, é de extrema relevância para a compreensão do processo de crescimento econômico.

5. Embora a teoria que trata de ciclos de negócios possa ser completamente desvinculada da teoria do crescimento econômico, os estudos aqui citados que tratam deste tema motivam e contribuem de maneira satisfatória para o trabalho apresentado.

Portanto, motivado pela discussão acima, o presente estudo busca dar uma contribuição empírica à literatura que analisa efeitos não lineares do investimento sobre o crescimento econômico. Para tanto, se propõe uma metodologia baseada num modelo, com efeito, *threshold*, expandindo assim o teste inicial de Jones.

O restante do trabalho é organizado da seguinte forma: na seção 2 realiza-se uma análise tanto da teoria quanto da evidência empírica sobre o teste de Jones (1995). Na seção 3 motiva-se o possível efeito não linear do investimento no crescimento econômico. Como não se sabe *a priori* qual a correta especificação da função de produção, tal efeito parece ser decorrente de especificações de funções de produção alternativas condizentes com um efeito *threshold*. A seguir sugere-se uma estratégia empírica capaz de acomodar tal possibilidade. Essa metodologia alternativa baseia-se num modelo não linear denominado *TADL*, uma extensão do modelo *ADL* empregado em Jones (1995). Posteriormente apresenta-se um procedimento, baseado na estatística de *Wald*, proposto por Hansen (1996), o qual permite inferir se a presença de não linearidade é estatisticamente significativa. A seção 4 trata das evidências empíricas para o caso brasileiro. Já na última seção são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2 O TESTE DE JONES (1995)

2.1 Análise teórica

Modelos de crescimento neoclássico especificam uma função de produção do tipo $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$, com $A_t = A_0 e^{gt}$, onde $\alpha < 1$ é um parâmetro relacionado à participação dos insumos no processo produtivo, K representa o estoque de capital, L denota a força de trabalho e g é a taxa de crescimento da tecnologia; admite-se que o capital é um fator acumulável e que a taxa de crescimento tecnológico é constante e exógena. Tal especificação implica uma função de produção em forma intensiva dada por $y = f(k) = Ak^\alpha$, com $f'(k) = A\alpha k^{\alpha-1} > 0$, $f''(k) = -A\alpha(1-\alpha)k^{\alpha-2}$.

Os modelos que relaxam a hipótese de rendimentos decrescentes no fator de acumulação, tornando endógeno o progresso tecnológico, são conhecidos como modelos endógenos de crescimento. A função de produção destes modelos passou a ser conhecida como função de produção do tipo AK, por ser descrita como $Y_t = A_t K_t$; ou, em sua forma intensiva, $y_t = f(k) = A_t k_t$. Implicando que $f''(k) = 0$.

A solução para ambos os modelos é determinada através da equação de acumulação de capital:

$$\dot{K}_t = s.Y_t - \delta K_t \Rightarrow \dot{k}_t = s.f(k_t) - (n + g + \delta)k \quad (1)$$

No equilíbrio, o impacto do investimento na taxa de crescimento econômico dependerá de $f'(k)$; pois, $(\partial\gamma_y / \partial s) = f'(k)$. Desta forma, os impactos no modelo endógeno e no modelo neoclássico serão dados, respectivamente, por:

$$(\partial\gamma_y / \partial s)_E = A > 0 \quad (2)$$

e

$$(\partial\gamma_y / \partial s)_N = A\alpha k^{-(1-\alpha)} > 0 \quad (3)$$

Nota-se que o impacto da taxa de poupança na taxa de crescimento do produto *per capita* está relacionado não só a uma constante positiva, $A > 0$, mas também à relação capital-trabalho, k . Deste modo, temos duas previsões distintas. Nos modelos endógenos do tipo AK, o investimento deve ter um impacto permanente na taxa de crescimento do produto *per capita*. Já o modelo neoclássico prevê que o efeito da taxa de poupança na taxa de crescimento do produto deve ser apenas transitório, pois, no longo prazo, conforme $k \rightarrow \infty$, $A\alpha k^{-(1-\alpha)}$ tende para zero.

As equações descritas em (2) e (3) revelam, portanto, duas diferenças fundamentais entre os modelos neoclássicos e endógenos. Nos modelos neoclássicos, inovações permanentes na taxa de investimento afetam de maneira transitória a taxa de crescimento do PIB *per capita*; enquanto nos modelos endógenos, tais inovações afetam permanentemente a taxa de crescimento. Tais diferenças estão não só relacionadas à especificação da função de produção e suas respectivas hipóteses em relação aos rendimentos dos fatores acumuláveis, mas também à construção teórica dos modelos.⁶

2.2 Análise empírica

Jones sugere que é possível testar as previsões do modelo AK contra as do modelo neoclássico a partir de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ADL) como o formulado adiante.

$$G_t = \mu + A(L)G_{t-1} + B(L)X_t + \varepsilon_t; \quad X_t = D(L)X_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

6. Uma alternativa de evidenciar o que Jones propõe baseia-se na análise da dinâmica de transição dos modelos (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1990).

onde G_t é a taxa de crescimento do PIB *per capita*, X_t é a taxa de investimento, ou uma variável qualquer de política pública que influencie a mesma,⁷ e μ é uma constante. $A(L)$ e $B(L)$ são polinômios no operador de defasagens L com raízes fora do círculo unitário, $D(L)$ é um polinômio com possíveis raízes dentro do círculo unitário e ε_t e η_t são termos de erro.

Pode-se reescrever a equação (4) de modo que seja possível decompor o efeito do investimento em termos de curto e de longo prazo (GREENE, 2003); isto é,

$$G_t = \mu + A(L)G_{t-1} + B(1)X_t + C(L)\Delta X_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde $A(L)$ é um polinômio de ordem p , $B(1) = \sum_{j=1}^q b_j$ revela o impacto de longo prazo de X_t em G_t e $C(L)$ é um polinômio de ordem q , com coeficientes $c_k = -\sum_{j=k}^{q-1} b_j$, o qual descreve o impacto temporário de X_t em G_t . Ressaltando que os efeitos de longo e de curto prazo de X_t em G_t são dados, respectivamente, por $[1 - A(L)]^{-1} \cdot B(1)$ e $[1 - A(L)]^{-1} \cdot C(L)$.

No teste proposto por Jones (1995), a persistência dos movimentos nas séries G_t e X_t foi verificada através de testes de raiz unitária. Jones argumenta que o ideal para testar as previsões dos modelos é ter, de um modo geral, G_t estacionária e X_t não estacionária.

Jones (1995) argumenta que, caso exista efeito de longo prazo da variável X_t sobre G_t , ou seja, se $B(1) \neq 0$, mudanças permanentes em X_t alterarão permanentemente o crescimento econômico e a previsão do modelo AK se verifica. De outro modo, mudanças permanentes em X_t só alterarão temporariamente o crescimento econômico, verificando-se assim a previsão do modelo neoclássico.

Buscando uniformizar a notação com a metodologia proposta mais adiante, reescrevemos a equação (5) da seguinte forma:

$$G_t = W_t \theta + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde $W_t = (1 \ G_{t-1} \ \dots \ G_{t-p} \ X_t \ \Delta X_t \ \dots \ \Delta X_{t-1-q})$ é um vetor de ordem $(1 + p + q) \times 1$ e $\theta = (\mu \ a_1 \ \dots \ a_p \ B(1) \ c_1 \ \dots \ c_{q-1})'$ é um vetor de ordem $1 \times (1 + p + q)$.

7. Se X_t representa a taxa de investimento, é de se esperar que o sinal desta variável represente um impacto positivo na taxa de crescimento econômico; ao utilizar a carga tributária, em vez da taxa de investimento, por exemplo, espera-se que o sinal represente um impacto negativo.

Neste trabalho, assim como em Jones (1995), a estimação de θ na equação (6) ocorre simultaneamente com a determinação das ordens dos polinômios $A(L)$ e $B(L)$ que forneçam o melhor ajuste do modelo. Os valores ótimos de p e q são selecionados a partir do critério de informação de Akaike no intervalo $[0, k_{\max}]$, onde $k_{\max} = [4(T/100)^{1/4}]$ é o número máximo de defasagens permitido e T é o tamanho da amostra.⁸

3 EFEITOS NÃO LINEARES SOBRE O CRESCIMENTO: EXTENSÃO DO TESTE DE JONES (1995)

3.1 Motivação teórica

A Cobb-Douglas, a CES, e a Translog são todas muito utilizadas como função de produção devido ao seu fácil tratamento matemático, que leva a simples e elegantes condições de primeira ordem para a derivação de funções de demanda por fatores e funções custo. As especificações destes tipos de funções de produção na forma intensiva, da maneira como as descritas na análise teórica do teste de Jones, são lineares no capital e, por conseguinte, o efeito do investimento no crescimento econômico também se torna um efeito linear.

Por outro lado, diversos estudos formularam especificações alternativas para a função de produção (AZARIADIS; DRAZEN, 1990; DUGGAL; SALTZMAN; KLEIN, 1999; FIASCHI; LAVEZZI, 2007 são alguns exemplos) onde, devido à especificação utilizada, o efeito do investimento no crescimento econômico passa a ser caracterizado como um efeito não linear.

Como não se sabe *a priori* qual a correta especificação da função de produção, e como efeitos diferenciados podem decorrer de formatos funcionais alternativos da função de produção agregada, seria interessante dar maior flexibilidade aos possíveis efeitos do investimento no crescimento econômico.

Além disso, efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico podem surgir devido a algum mecanismo de transmissão ligado à incerteza ou às expectativas racionais, como sugerem as análises de Evans, Honkapohja e Romer (1998) e Lensink (2002); ou, ainda, devido à qualidade do investimento, ou devido às alterações nas participações relativas do setor público e do setor privado no investimento, como sugerem os trabalhos de Aschauer (1989a, 1989b, 1990, 2000) e de Mittnik e Neumann (2003).

Mittnik e Neumann (2003), por exemplo, analisam a economia alemã após a segunda guerra mundial e constatam que variações no tamanho do governo podem gerar efeitos não lineares no processo de crescimento.

8. Schwert (1989) sugere $k_{\max} = [d(T/100)^{1/d}]$ e aponta $d=4$ para pequenas amostras num estudo para testes de raiz unitária. Neste trabalho optou-se por utilizar o critério sugerido, embora seja desconhecido por nós a utilização do mesmo em modelos ADL.

É necessário ressaltar que tais efeitos devem estar associados a alguma variável econômica. Estudos como os de Evans, Honkapohja e Romer (1998) e o de Matsuyama (1999), por exemplo, sugerem que tais efeitos possivelmente estejam associados ao estado em que a economia se encontra. Em conformidade com tais trabalhos, uma maneira condizente de segregar estes efeitos seria, portanto, buscar condicionar o efeito do investimento ao crescimento observado no passado.⁹

3.2 Análise empírica

3.2.1 Modelo TADL

A seção anterior motiva a possibilidade de um efeito diferenciado do investimento no crescimento econômico. Para investigar esta possibilidade, emprega-se uma modificação dos modelos *Threshold Autoregressive Models* (TAR).

Os modelos TAR descrevem a dinâmica de um processo univariado por meio de um modelo autorregressivo, cujos coeficientes mudam de acordo com o regime. O modelo proposto neste trabalho busca incorporar a proposta de efeitos diferenciados, discutida anteriormente, numa simples extensão dos modelos TAR para o caso de modelos do tipo ADL. Tal modelo, denominado *Threshold Autoregressive Distributed Lag* (TADL), permite analisar a influência do investimento na taxa de crescimento sob diferentes regimes em que a economia se encontra, ou na forma em que a relação entre essas variáveis se dá.¹⁰

Supondo apenas dois regimes, o modelo TADL correspondente ao teste de Jones idealizado na equação (6), pode ser representado de acordo com

$$G_t = I_{t1}(\lambda)W_t\theta_1 + I_{t2}(\lambda)W_t\theta_2 + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde:

$$W_t = (1 \ G_{t-1} \ \dots \ G_{t-p} \ X_t \ \Delta X_t \ \dots \ \Delta X_{t-1-q})$$

$$\theta_i = (\mu_i \ a_{i1} \ \dots \ a_{ip} \ B_i(1) \ c_{i1} \ \dots \ c_{iq-1})', \quad i = 1, 2,$$

$I_{t1}(\lambda) = I\{V_t \leq \lambda\}$ e $I_{t2}(\lambda) = I\{V_t > \lambda\}$ são funções indicadoras, V_t e λ são, respectivamente, a variável e o parâmetro *threshold*.¹¹ O erro, ε_t , é uma sequência de

9. Esta não é a única alternativa existente, entretanto, nos parece ser a mais indicada.

10. Note-se que, dentro da lógica empírica proposta por Jones (1995), assim como em Matsuyama (1999), agora se pode ter um regime Neoclássico e um regime AK.

11. Assume-se que as ordens de defasagens dos polinômios nos modelos com efeito *threshold* são iguais para os dois regimes.

variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, com as propriedades clássicas, de modo que $\sigma^2(\lambda) = E(\varepsilon_t^2) < \infty$.

Sob esta abordagem a ideia inicial do teste não é descaracterizada, pois, caso o efeito *threshold* não seja estatisticamente significativo, retorna-se a uma análise semelhante àquela proposta por Jones. De outro modo, havendo evidência de efeito *threshold*, então a estimativa do parâmetro que o mesmo representa deve sugerir efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico.

É necessário que a variável *threshold*, V_t , seja predeterminada e estritamente estacionária, com uma função de distribuição contínua (HANSEN, 1997). A variável G_{t-d} ($d > 0$) atende a tais requisitos e está em conformidade com os estudos de Evans, Honkapohja e Romer (1998) e Matsuyama (1999). Como o objetivo é captar possíveis diferenças em relação ao crescimento pelo qual uma determinada economia transitou, propõe-se $V_t = \frac{\sum_d G_{t-d}}{d}$, $d \leq k_{\max}$; ou seja, a seleção dos regimes dar-se-á de acordo com a média das taxas de crescimento que o país experimentou no passado. Sob essa especificação, a equação (8) revela que os coeficientes de inclinação podem se modificar de acordo com os regimes.

3.2.2 Quebra estrutural

Países em desenvolvimento, como o Brasil, podem sofrer grande influência do ambiente externo, sendo necessário analisar a ocorrência de possíveis mudanças estruturais em determinadas variáveis. Devido a este fato, propõem-se extensões dos modelos ADL e TADL que permitam uma quebra estrutural, a qual poderia refletir a mudança de todos os parâmetros dos modelos. Entretanto, devido ao reduzido tamanho amostral, optou-se pela mudança apenas no intercepto. A quebra estrutural endógena aqui proposta cumpre, portanto, o mesmo papel do efeito fixo utilizado por Jones (1995) no seu estudo com dados em painel.

A modificação dos modelos correspondentes às equações (6) e (7) é, portanto,

$$G_t = H_t \psi + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$G_t = I_{t_1}(\lambda) H_t \phi_1 + I_{t_2}(\lambda) H_t \phi_2 + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde:

$$H_t = (1 \quad d_t \quad G_{t-1} \quad \dots \quad G_{t-p} \quad X_t \quad \Delta X_t \quad \dots \quad \Delta X_{t-1-q}),$$

$$\psi = (\mu \ \delta \ a_1 \ \dots \ a_p \ B(1) \ c_1 \ \dots \ c_{q-1})',$$

$$\phi_i = (\mu_i \ \delta_i \ a_{i1} \ \dots \ a_{ip} \ B_i(1) \ c_{i1} \ \dots \ c_{iq-1})', \quad i = 1, 2$$

$$e \ d_t = 0, \text{ se } t < T_Q, \text{ e } d_t = 1, \text{ se } t \geq T_Q$$

onde T_Q é o período da quebra estrutural, determinado endogenamente na estimação dos modelos. Ainda devido à exiguidade da amostra, para economizar graus de liberdade, assume-se que $\mu_1 = \mu_2$ e $\delta_1 = \delta_2$.

3.2.3 Identificação e estimação

Os parâmetros das equações (7), (8) e (9) são estimados pela aplicação sequencial de mínimos quadrados condicionados a cada ponto dos parâmetros T_Q , λ e d nos seus respectivos espaços, Π , Λ e Δ .¹² Para cada $T_Q \in \Pi$, $\lambda \in \Lambda$ e $d \in \Delta$, definem-se os resíduos:

$$e_t(\lambda) = G_t - I_{t1}(\lambda)W_t\hat{\theta}_1 - I_{t2}(\lambda)W_t\hat{\theta}_2 \quad (10)$$

$$e_t(T_Q) = G_t - W_t\hat{\psi} \quad (11)$$

$$e_t(T_Q, \lambda) = G_t - I_{t1}(\lambda)W_t\hat{\phi}_1 + I_{t2}(\lambda)W_t\hat{\phi}_2 \quad (12)$$

onde $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$, $\hat{\psi}$, $\hat{\phi}_1$ e $\hat{\phi}_2$ são estimativas de mínimos quadrados.

Como no modelo *ADL* simples, a estimação de θ_1 , θ_2 , ψ , ϕ_1 e ϕ_2 é feita com a seleção das ordens p , q e d , e $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, $\hat{\sigma}^2(T_Q)$ e $\hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda)$ são as variâncias residuais; então, as estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de T_Q e λ são os valores que minimizam as respectivas variâncias nos espaços Π e Λ . Ou seja:¹³

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda) \quad (13)$$

12. $\Pi = [\text{int}\{0.2 \times T\}, \text{int}\{0.8 \times T\}]$, onde T é o tamanho da amostra, e $\Lambda = [V_{\min}, V_{\max}]$, onde V_{\min} e V_{\max} são os valores mínimo e máximo da variável *threshold*, determinados de forma que o modelo com maior número de parâmetros possa ser estimado. O espaço Λ é dividido em 200 pontos λ_i tais que $\lambda_{i+1} - \lambda_i = a$ para todo $i = 1, 2, \dots, 200$.

13. O método de solução para os problemas de minimização das equações (13), (14) e (15) é equacionado por meio de "grid search". Π , Λ e Δ contêm um número finito de valores e, conseqüentemente, $\Pi \times \Lambda \times \Delta$ também contêm apenas um número finito de valores. Por exemplo, se o tamanho da amostra é 100, $\Pi \times \Lambda \times \Delta$ contém 64 mil elementos (T_Q, λ, d).

$$\hat{T}_Q = \arg \min_{T_Q \in \Pi} \hat{\sigma}^2(T_Q) \quad (14)$$

$$(\hat{T}_Q, \hat{\lambda}) = \arg \min_{(T_Q, \lambda) \in \Pi \times \Lambda} \hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda) \quad (15)$$

3.2.4 Testes para quebra estrutural e efeito threshold

Uma questão relevante é saber se a mudança de intercepto e o efeito *threshold* são estatisticamente significantes. Através da resposta a esta indagação é possível distinguir qual seria o modelo que melhor se ajusta aos dados.

Sendo os erros independentes e identicamente distribuídos, sob a hipótese de homoscedasticidade e da inexistência de efeito *threshold* ou quebra estrutural, define-se a variância residual do modelo (6) como $\hat{\sigma}^2$. Só é possível obter os resíduos descritos em (10), (11) e (12) e as variâncias residuais $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$, $\hat{\sigma}^2(\hat{T}_Q)$ e $\hat{\sigma}^2(\hat{T}_Q, \hat{\lambda})$, sob as seguintes hipóteses alternativas:

$$\text{Existe efeito } \textit{threshold} \Rightarrow H_A : \theta_1 \neq \theta_2 \quad (16)$$

$$\text{Existe quebra estrutural} \Rightarrow H_A : \theta \neq \psi \quad (17)$$

$$\text{Existe efeito } \textit{threshold} \text{ e quebra estrutural} \Rightarrow H_A : \theta_1 \neq \theta_2 \neq \psi \quad (18)$$

As hipóteses alternativas descritas nas equações (17) e (18) sugerem a simples ocorrência de uma mudança no intercepto. A regra de decisão para escolher o modelo que se ajusta melhor aos dados é baseada na estatística:

$$F_T = T((\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_A^2) - 1) \quad (19)$$

onde $\hat{\sigma}_0^2$ é definida como a variância residual do modelo, sob a hipótese nula, e $\hat{\sigma}_A^2$ é a variância residual da estimação de MQO sob a hipótese alternativa.

Considerando (17), (18) e (19), e dado que F_T é uma função monotônica em $\hat{\sigma}_A^2$, segue-se que $F_T^\lambda = \sup_{\lambda \in \Lambda} F_T(\lambda)$, $F_T^{T_Q} = \sup_{T_Q \in \Pi} F_T(T_Q)$ e $F_T^{T_Q, \lambda} = \sup_{(T_Q, \lambda) \in \Pi \times \Lambda} F_T(T_Q, \lambda)$.

Portanto, se o valor do teste F_T for suficientemente alto, rejeita-se o modelo sob a hipótese nula em favor do modelo sob a hipótese alternativa.

No presente estudo tem-se uma combinação de quatro modelos tomados 2 a 2. Tais combinações induzem as regras de decisão delineadas no quadro 1.

QUADRO 1

Equações para regra de decisão

H_0 :	H_A :	$F_T = T((\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_A^2) - 1)$	Equação
ADL	ADL-SB	$F_T(T_Q) = T((\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(T_Q)) - 1)$	(20)
ADL	TADL	$F_T(\lambda) = T((\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(\lambda)) - 1)$	(21)
ADL	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T((\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)) - 1)$	(22)
ADL-SB	TADL	$F_T(\lambda) = T((\hat{\sigma}^2(T_Q) / \hat{\sigma}^2(\lambda)) - 1)$	(23)
ADL-SB	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T((\hat{\sigma}^2(T_Q) / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)) - 1)$	(24)
TADL	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T((\hat{\sigma}^2(\lambda) / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)) - 1)$	(25)

Fonte: Elaboração dos autores.

A rejeição da hipótese nula em (20) implica que o modelo ADL-SB é estatisticamente mais relevante do que o modelo ADL para a representação dos dados. A mesma rejeição em (22) significa que o modelo TADL-SB possui maior grau de aderência aos dados do que o modelo ADL. E, ao rejeitar a hipótese nula em (24), o modelo *Threshold* com quebra se ajustaria melhor aos dados do que o modelo ADL-SB. Ou seja, a rejeição da hipótese nula em (20), (22) e (24), evidenciaria que o modelo que se ajusta melhor aos dados é o modelo TADL-SB.

O cálculo de $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, $\hat{\sigma}^2(T_Q)$ e $\hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda)$ só pode ser realizado mediante a hipótese alternativa de que λ e/ou T_Q são conhecidos; entretanto, ambos são *nuisance parameters* e, devido a isso, a distribuição assintótica de F_T deixa de ser uma distribuição-padrão (DAVIES, 1977, 1987). Contudo, procedimentos de *bootstrap* permitem obter uma distribuição assintótica da estatística de teste livre deste tipo de parâmetro. Como $F_T^* \xrightarrow{d} F_T$, as replicações de F_T^* via *bootstrap* podem ser utilizadas para aproximar a distribuição assintótica sob a hipótese nula de F_T (HANSEN, 1996). O procedimento de *bootstrap* consiste nas etapas descritas a seguir.

- 1) Define-se e_t^* , $t = 1, \dots, T$, como um vetor de variáveis escolhidas aleatoriamente de modo que $e_t^* \sim iid N(0, \tilde{\sigma})$, onde $\tilde{\sigma}$ denota o desvio-padrão residual estimado do processo gerador de dados (PGD), ou seja, $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2}$ ou $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2(\hat{\lambda})}$ ou $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2(\hat{T}_Q)}$ ou $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2(\hat{T}_Q, \hat{\lambda})}$.

- 2) Fixam-se os coeficientes do PGD sob a hipótese nula.¹⁴
- 3) Gera-se uma série G_t^* sob a hipótese nula; ou seja, faz-se: $G_t^* = f_0(G_{t-1}^*) + g_0(X_{t-j}^*) + e_t^*$; $i \geq 1$, $j \geq 0$, $t = 1, \dots, T$, onde f_0 e g_0 denotam as funções sob a hipótese nula em questão.
- 4) Usando W_t , $t = 1, \dots, T$, regride-se G_t^* em W_t para obter a variância residual sob as duas hipóteses ($\hat{\sigma}_0^{*2}$, $\hat{\sigma}_A^{*2}$).
- 5) Computa-se $F_T^*(A) = T((\hat{\sigma}_0^{*2} / \hat{\sigma}_A^{*2}) - 1)$.
- 6) Repetem-se os passos anteriores 1.000 vezes e encontra-se $F_T^* = \sup F_T^*(A)$.
- 7) Geram-se valores críticos com base nos $(1 - \alpha)\%$ da amostra.

Esse procedimento cria um intervalo de confiança de *bootstrap* unicaudal que permite testar os modelos sob a hipótese nula em questão.

3.2.5 Teste de significância para $B(1)$

As evidências empíricas indicam que, geralmente, G_t não é persistente, enquanto X_t é persistente (EASTERLY; LEVINE, 2001). Assim sendo, as equações (6), (7), (8) e (9) relacionam uma série estacionária, $G_t \sim I(0)$, com uma série não estacionária, $H_t \sim I(1)$. Numa regressão envolvendo regressores integrados de diferentes ordens, com ausência de autocorrelação serial,¹⁵ os estimadores de mínimos quadrados ainda são consistentes.¹⁶ Entretanto, a distribuição limite destes estimadores não se comporta de forma padrão (PHILLIPS; PARK, 1989). Para gerar valores críticos robustos adota-se o procedimento de *bootstrap* descrito anteriormente, modificando apenas o item (4), que passa a ser:

- 4*) Usando W_t , $t = 1, \dots, T$, regride-se G_t^* em W_t para obter a estatística-t relacionada ao estimador $B(1)$, ou aos estimadores $B_1(1)$ e $B_2(1)$, dependendo do PGD.

4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

4.1 Análise das variáveis

A variável G_t representa a taxa de crescimento anual do produto *per capita* a preços constantes de 2005. A taxa é calculada pela diferença dos logaritmos neperianos do PIB

14. Por exemplo, se o PGD é o ADL faz-se $\theta = \bar{\theta}$.

15. He, Maekawa e Macaleer (2003) argumentam que existindo autocorrelação serial, a consistência dos estimadores não se verifica.

16. Para a consistência dos estimadores seria requerido ainda que X_t fosse exógena. Um teste de causalidade, incluindo até quatro defasagens, mostrou que a taxa de crescimento não causa o investimento. Na falta de instrumentos (problema este que ocorre em quase todos os trabalhos desta natureza) e baseado no teste de causalidade, assumimos que o investimento é exógeno.

per capita, (Y_t/L_t) , em relação ao período anterior, $G_t = [\ln(Y_t/L_t) - \ln(Y_{t-1}/L_{t-1})] * 100$. Os dados para tal variável englobam o período de 1947 a 2005.

A variável X_t representa a taxa de investimento, ou seja, a relação entre a formação bruta de capital fixo (FBCF) e o PIB, ambas as variáveis estão disponíveis no *site* do Ipeadata. O período de análise é o mesmo de G_t . O comportamento temporal das séries é mostrado no gráfico 1.



4.2 Testes de raiz unitária

A análise da estacionariedade das variáveis levou em conta dois testes sem quebra, ambos baseados no critério de informação de Schwartz:¹⁷ O teste Dickey-Fuller Aumentado (1981) – (ADF) – e o teste de Elliott, Rothenberg e Stock (1996) – (ERS), e também o teste de Zivot e Andrews (1992), que torna endógena a existência de eventuais quebras estruturais.

A tabela 1 revela que a série G_t é estacionária a 5% de significância. Para o mesmo nível de significância, a série X_t mostrou-se não estacionária; pois, não se rejeita a presença de raiz unitária em todos os testes. Conclui-se, portanto, que a taxa de investimento é persistente.

17. O Critério de Informação de Schwartz (SIC) é mais restritivo que o critério de informação de Akaike (AIC) e tem melhor desempenho em pequenas amostras (ENDERS, 2003). É mais interessante, portanto, utilizar o primeiro critério para verificação da presença de raízes unitárias. Em ambos os testes, a tendência é estatisticamente insignificante ao nível de 5%, tanto para X_t como para G_t .

TABELA 1

Testes de raiz unitária para taxa de crescimento e taxa de investimento

	G_t		X_t		
	ADF	ERS	ADF	ERS	
Estatística de teste	-3,3141	-3,2256	-2,6321	-1,2628	
1%	-3,5461	-2,6047	-3,5461	-2,6047	
Valores críticos	5%	-2,9117	-1,9464	-2,9117	-1,9464
10%	-2,5936	-1,6132	-2,5936	-1,6132	

Zivot e Andrews (1992)					
Tipo da quebra	G_t		X_t		
	Intercepto	Intercepto e tendência	Intercepto	Intercepto e tendência	
Quebra estimada	1980	1980	1989	1973	
Estatística de teste	-4,9718	-5,3291	-3,2144	-3,6723	
5%	-4,80	-5,08	-4,80	-5,08	
Valores críticos	10%	-4,58	-4,82	-4,58	-4,82

Fonte: Elaboração dos autores.

4.3 Modelo com melhor ajuste

Retornando às equações (20), (22) e (24) e levando em consideração as observações de Phillips e Park (1989) e de Davies (1977, 1987), as técnicas de simulação descritas na subseção 3.2.4 são necessárias para obter valores críticos robustos, pois a distribuição dos estimadores não se comporta de maneira padrão.

A tabela 2 descreve as hipóteses nulas e alternativas, o valor crítico tabulado, F , o valor crítico simulado,¹⁸ F^* , e o valor da estatística de teste, F_T . Todos calculados para um nível de significância de 5%.

TABELA 2

Equações necessárias para regra de decisão

H^0 :	H^A :	F	F	F^T	(Equação)
ADL	ADL-SB	4,12	18,08	23,311	(21')
ADL	TADL-SB	3,12	53,05	66,345	(23')
ADL-SB	TADL-SB	2,62	21,86	30,697	(25')

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota-se na tabela 2 que o valor crítico simulado é bem maior do que o valor tabulado. Tal diferença ocorre devido às diferentes ordens de integração dos regressores. Nota-se também que as hipóteses nulas são rejeitadas em todos os testes; ou

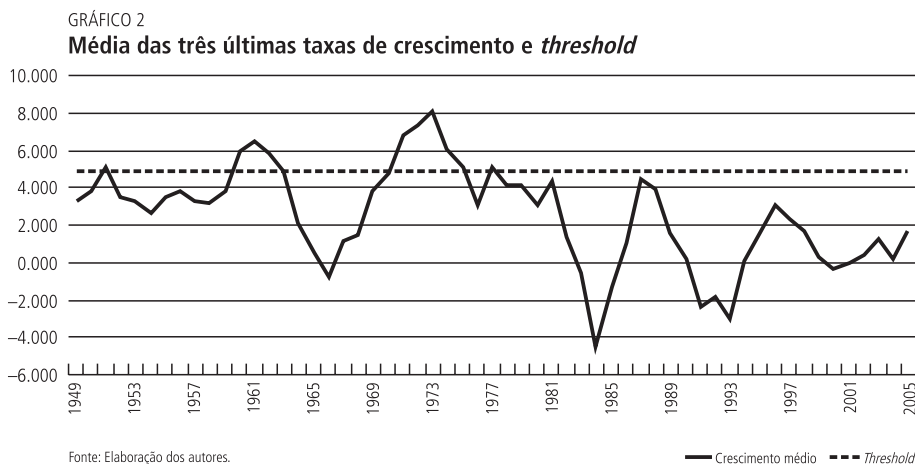
18. Cujo protocolo foi descrito na subseção 3.2.4.

seja, não se deve rejeitar a hipótese de que o modelo TADL-SB oferece um melhor grau de ajuste estatístico aos dados.

4.4 Evidências para o modelo TADL-SB

Estimando (9) encontra-se que o valor de T_Q que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos está associado ao ano de 1975. Esta mudança de patamar indicada pela quebra estimada não deve ser entendida como uma quebra estrutural da série de crescimento econômico, como as apresentadas nos testes de raiz unitária, mas sim como uma mudança estrutural na relação entre crescimento econômico e taxa de investimento. Esta alteração na relação entre as variáveis pode ser decorrente da influência de um choque recessivo mundial associado à explosão dos preços do petróleo, com início em 1973; assim como da própria quebra estrutural na série da taxa de investimento, que decorreu da inevitável redução dos investimentos ao final do “Milagre Econômico”.

A variável *threshold* foi selecionada de acordo com a estimativa $\hat{d} = 3$, ou seja, tomou-se a média dos três últimos períodos de crescimento. O parâmetro *threshold* sugerido pelo critério de minimização da variância foi $\hat{\lambda} = 4,870$. Este parâmetro divide a amostra em dois regimes.¹⁹ Um regime cujos $(1/3) \cdot \sum_3 G_{t-3}$ foram menores ou iguais a 4,87% (regime 1); e um segundo regime, cuja média das três taxas de crescimento anteriores foram maiores do que 4,87% (regime 2). O segundo regime absorveu 22% da amostra, enquanto o primeiro absorveu o restante. É possível retratar tal análise no gráfico 2, a seguir, enquanto as estimativas para tal modelo são descritas na tabela 3.



19. Novamente, ressalte-se aqui que não foi imposto um modelo não linear, mas o mesmo apresentou um melhor grau de ajuste aos dados.

TABELA 3
Estimativa do modelo TADL-SB

Variável	Regime 1		Regime 2	
	Coefficiente	Estatística-t	Coefficiente	Estatística-t
C	-8,276	-2,394	-8,276	-2,394
d_t	-5,940	-4,313	-5,940	-4,313
G_{t-1}	0,335	2,557	0,643	1,149
G_{t-2}	0,110	0,814	0,176	0,293
G_{t-3}	-0,332	-2,563	1,725	3,087
X_t	0,745	3,353	-0,132	-0,423
ΔX_t	-0,336	-1,200	0,291	0,413
ΔX_{t-1}	-0,407	-1,576	1,383	2,396

Fonte: Elaboração dos autores.

A quebra estrutural em 1975 mostrou-se significativa no modelo, com estatística- t de $-4,313$. O valor negativo do coeficiente da *dummy* possivelmente reflete o choque recessivo dos acontecimentos históricos citados anteriormente.

Phillips e Park (1989) e Maekawa *et al.* (1996) sugerem que em modelos como o que foi estimado acima a estatística- t dos coeficientes associados às variáveis estacionárias, como é o caso de todos os coeficientes, com exceção de $B(1)$, pode ser interpretada da maneira convencional.

Assim sendo, observa-se que a significância estatística dos coeficientes de curto prazo só se verifica no segundo regime, com taxa média de crescimento maior do que 4,87%. Este coeficiente é positivo e estatisticamente significativo, com estatística- t de 2,396. Tais resultados sugerem que o impacto de curto prazo da FBCF, ΔX_{t-1} , na taxa de crescimento econômico é mais representativo quando o Brasil experimenta uma taxa média de crescimento relativamente alta. Quando a média do crescimento passado é relativamente baixa, inferior a 4,87%, o impacto da FBCF parece não exercer influência alguma no crescimento econômico de curto prazo.

Os resultados mais interessantes são os relacionados aos possíveis impactos de X_t no crescimento econômico de longo prazo. O coeficiente do impacto de longo prazo de X_t é positivo, 0,745 e estatisticamente significativo, com estatística- t de 3,353 no regime inferior; entretanto, é estatisticamente insignificante no segundo regime, com estatística- t de $-0,423$.²⁰ Ou seja, verificam-se impactos distintos do

20. A heterocedasticidade pode ser geral ou entre regimes. Neste trabalho considerou-se apenas o primeiro tipo. O teste de White para presença de heterocedasticidade fornece um valor de 0,986 com valor tabulado de $\chi^2_{12} = 5,226$; portanto, não se rejeita a hipótese nula de homocedasticidade. O valor- p do teste Jarque-Bera para o modelo TADL-SB é de 0,886, portanto, não se deve rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos.

investimento na taxa de crescimento econômico. Para um patamar relativamente baixo de crescimento, alterações na FBCF geram um efeito permanente na taxa de crescimento, enquanto para um patamar relativamente alto este efeito é apenas transitório.

Entretanto, como $X_t \sim I(1)$, a distribuição dos estimadores relacionados a esta variável torna-se desconhecida, sendo necessária a técnica de *bootstrap* para que valores críticos sejam gerados para tais estatísticas.

Ao calcular o algoritmo que simula valores críticos para um PGD baseado no modelo TADL-SB, sob a hipótese nula de que $B_1(1) \leq 0$ e $B_2(1) \leq 0$, obtém-se os resultados mostrados na tabela 4.

TABELA 4
Valores críticos simulados para estatística de $B(1)$

Hipótese nula	$B(1)_1 \leq 0$	&	$B(1)_2 \leq 0$
Regime	Regime 1		Regime 2
Estatística de teste $B(1)$	3,353		-0,423
10%:	2,50		-1,73
Valores críticos 5%:	3,06		-2,26
1%:	3,62		-2,92

Fonte: Elaboração dos autores.

A tabela 4 é composta de duas análises, uma para cada regime. Para o regime 1 deve-se rejeitar a hipótese nula de que $B(1)_1 \leq 0$, dado que $3,353 > 3,06$. Já para o regime 2, não se deve rejeitar a hipótese nula de que $B(1)_2 \leq 0$. A simulação de valores críticos assegura, portanto, a validade destes resultados.

Posto que o modelo TADL-SB é o que melhor se ajusta aos dados e, verificada a significância estatística do parâmetro $B(1)$, tem-se que o efeito líquido de longo prazo do investimento na taxa de crescimento econômico será dado por $B(1)/(1 - A(L))$. A análise utilizando dados da economia brasileira sugere, então, que no regime 1 tal efeito é de aproximadamente 0,747. Ou seja, um aumento de um ponto percentual (p.p.) na taxa de investimento deveria gerar um aumento de 0,747 na taxa de crescimento anual do PIB *per capita*, ampliando tal taxa, por exemplo, de 0,83% ao ano (a.a.) para aproximadamente 1,577% a.a.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho propôs uma modificação do teste empírico de Jones (1995) de maneira a comportar modelos de crescimento econômico que incorporam em sua estrutura funções de produção alternativas que predizem efeitos não lineares do investimento no crescimento econômico. Apesar de a literatura recente sobre

crescimento econômico não dar a devida atenção ao tema, o presente trabalho objetiva alertar para a ocorrência destes efeitos.

A partir de um modelo de séries temporais que permite um efeito *threshold*, foi possível identificar uma relação não linear entre o investimento e a taxa de crescimento da renda *per capita* no Brasil. Este resultado possibilita uma análise distinta do efeito do investimento no crescimento econômico de acordo com o estado da economia.

Observa-se que o efeito do investimento depende do patamar médio de crescimento passado. Se esse patamar for relativamente alto, os impactos das políticas de crescimento, baseadas no aumento do investimento em capital fixo, só terão efeitos temporários na taxa de crescimento econômico. Entretanto, se o patamar é relativamente baixo, tais efeitos são permanentes. Então, em termos de políticas públicas, constata-se que esse patamar relativo de crescimento passa a balizar as repercussões de políticas de crescimento de longo prazo orientadas pela acumulação de capital.

Mais especificamente, a análise sugere que, no Brasil, a taxa de FBCF é capaz de gerar crescimento econômico de longo prazo quando a economia está operando a uma taxa de crescimento médio abaixo de 4,87%. Entretanto, se a economia estiver operando acima deste limite tal efeito deixa de ser permanente, passando a ser temporário. Como o *threshold* é relativamente alto e, considerando a história recente do Brasil, o trabalho trás evidências de que políticas de investimento em capital fixo são viáveis para promover mudanças de longo prazo no crescimento do país.

Em termos de políticas públicas, supondo que a estrutura dinâmica da economia não se modifique num curto espaço de tempo e, como a partir da segunda metade da década de 1970 o crescimento médio observado vem sendo constantemente inferior ao parâmetro *threshold*, investir em capital fixo como forma de instigar o crescimento econômico brasileiro parece estar em consonância com os resultados da análise aqui realizada. Entretanto, é necessário ressaltar que o trabalho também sugere que, a partir de um determinado patamar; ou seja, a partir de um crescimento médio observado superior a 4,87% a.a., os efeitos do investimento na taxa de crescimento econômico passam a ser transitórios, não contribuindo de maneira significativa para o crescimento econômico de longo prazo. Neste último caso, portanto, políticas de uma natureza diversa deverão ser buscadas.

ABSTRACT

This paper employs an extension of the empirical test of growth models proposed by Jones (1995). In a context where the production functions allow different effects of investment in economic growth, we propose a methodology based on a non linear model with threshold effect to investigate the effects of

the fixed capital investment growth in *per capita* income in Brazil. The results suggest that this type of investment should affect the growth of Brazil, only when the economy is growing relatively slow. In the case of rapid growth, however, fixed capital does not exert a great influence on the product growth rate in the long run.

REFERÊNCIAS

- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 23, n. 2, p. 177-200, Mar. 1989a.
- _____. Does public capital crowd out private capital? *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 24, n. 2, p. 171-188, Sep. 1989b.
- _____. Is government spending stimulative? Contemporary economic policy. *Western Economic Association International*, v. 8, n. 4, p. 30-46, Oct. 1990.
- _____. Do states optimize? Public capital and economic growth. *The Annals of Regional Science*, Springer, v. 34, n. 3, p. 343-363, 2000.
- AZARIADS, C.; DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. *Quarterly Journal of Economics*, v. 105, n. 2, p. 501-526, 1990.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth and convergence across the united states*. 1990 (NBER Working Papers, n. 3.419).
- _____. *Economic growth*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Pres, 1999.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 64, n. 2, p. 247-254, Aug. 1977.
- _____. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 74, n. 1, p. 33-43, Mar. 1987.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1.057-1.071, 1981.
- DUFFY, J.; PAPAGEORGIOU, C. A. Cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification. *Journal of Economic Growth*, v. 5, p. 87-120, 2000.
- DUGGAL V. G; SALTZMAN, C; KLEIN, L. R. Infrastructure and productivity: a nonlinear approach. *Journal of Econometrics*, v. 92, p. 47-74, 1999.
- EASTERLY, W.; LEVINE, R. What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's not factor accumulation: stylized facts and growth models. *The World Bank Economic Review*, v. 15, n. 2, p. 177-219, 2001.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, 1996.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. International Edition Wiley Series in Probability and Statistics. 2nd ed. Aug. 2003.
- EVANS, G. W.; HONKAPOHJA, S.; ROMER, P. Growth cycles *The American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 495-515, Jun. 1998.
- FIASCHI, D; LAZZARI, A. M. Appropriate technology in a Solovian nonlinear growth model. *Oxford Review of Economic Policy*, v. 23, n. 1, p. 115-133, 2007.

GREENE, W. *Econometric analysis*. 5th ed. New York: Prentice Hall, 2003.

HANSEN, B. E. Inference with a nuisance parameter is not identified under the alternative. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413-430, Mar. 1996.

_____. Inference in TAR models. *Studies in nonlinear dynamics & econometrics*, Berkeley Electronic Press, v. 2, n. 1, p. 1-14, 1997.

HE, Z.; MAEKAWA, K.; MACALEER, M. Assynptotic properties of the estimator of the long run coefficient in a dinamic model with integrated regressors and serially correlated errors. *The Japanese Economic Review*, v. 54, n. 4, Dec. 2003.

JONES, C. I. Times series test of endogenous growth models. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 2, p. 495-525, May 1995.

KARRAS, G. Taxes and growth: testing neoclassical and endogenous growth models. *Contemporary Economic Policy*, v. 17, n. 2, p. 177-188, Apr. 1999.

KLUMP, R.; DE LA GRANDVILLE, O. Economic growth and the elasticity of substitution: two theorems and some suggestions. *American Economic Review*, v. 90, n. 1, p. 282-291, 2000.

KOCHERLAKOTA, N. R.; YI, K. A simple time series test of endogenous vs. exogenous growth models: an application to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 1, p. 126-134, Feb. 1994.

LAU, S. Using an error correction model to test whether endogenous long run growth exists. *Journal of Economic, Dynamics and Control*, v. 32, n. 10, p. 648-676, 2008.

LENSINK, R. Is the uncertainty-investment link non-linear? Empirical evidence for developed economies. *Review of World Economics* (Weltwirtschaftliches Archiv), Springer, v. 138, n. 1, p. 131-147, Mar. 2002.

LEWIS, A. *The theory of economic growth*. London: Allen and Unwin, 1956.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, Jul. 1988.

MAEKAWA, K. *et al.* Estimation in dynamic regression with an integrated process. *Journal of Statistical Planning and Inference*, v. 49, p. 279-303, 1996.

MATSUYAMA, K. Growing through cycles. *Econometrica*, v. 67, n. 2, p. 335-347, Mar. 1999.

MITTNIK, S.; NEUMANN, T. Time-series evidence on the nonlinearity hypothesis for public spending. *Economic Inquiry*, Oxford University Press, v. 41, n. 4, p. 565-573, Oct. 2003.

MIYAGIWA, K.; PAPAGEORGIOUS, C. Elasticity of substitution and growth: normalized CES in the diamond model. *Economic Theory*, v. 21, p. 155-165, 2003.

MURPHY, K.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Industrialization and the big push. *Journal of Political Economy*, n. 97, p. 1.003-1.026, 1989.

PALIVOS, T.; KARAGIANNIS, G. *The elasticity of substitution as an engine of growth*. Department of Economics, University of Macedonia, revised Dec. 2007 (Discussion Paper Series, 2007_03).

PAPAGEORGIU, C.; SAMM, M. Two-level CES production technology in the solow and diamond growth models. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 110, n. 1, p. 119-143, 2008.

PERETTO, P. F. Industrial development, technological change, and long-run growth. *Journal of Development Economics*, n. 59, p. 389-417, 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; PARK, J. Y. Statistical inference in regressions with integrated processes: part 2. *Econometric Theory*, v. 5, n. 1, p. 95-131, Apr. 1989.

ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, p. 1.002-1.037, 1986.

ROMERO-AVILA, D. Can the AK model be rescued? New evidence from unit root tests with good size and power. *Topics in Macroeconomics*, v. 6, issue 1, art. 3, Berkley Eletronic Press, 2006.

ROSTOW, W. W. *The stages of economic growth*. Oxford: Oxford University Press, 1960.

SCHWERT, G. W. Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, v. 7, n. 2, p. 147-159, Apr. 1989.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p. 65-94, 1956.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shocks, and the unit-root hypotheses. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

(Originais submetidos em setembro/2007. Última versão recebida em julho/2010. Aprovada em agosto/2010.)

EVIDÊNCIAS DA RELAÇÃO ENTRE OFERTA DE TRABALHO E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA NO BRASIL: BOLSA ESCOLA *VERSUS* RENDA MÍNIMA*

Enlison Mattos**

Simone Maia**

Flavio Marques**

O objetivo deste trabalho é verificar se os beneficiários de programas redistributivos incondicionais como o Programa de Renda Mínima estão associados de forma diferenciada em relação à oferta de trabalho comparativamente aos beneficiários de programas condicionais, como o Bolsa Escola. Considerando a metodologia de seleção de Heckman (1979) e *propensity score matching* com dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, que permitem identificar que tipo de benefício os indivíduos recebem, comparativamente aos não beneficiários, nossos resultados apontam que mulheres cujo domicílio recebe Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada – 7 pontos percentuais (p.p.) abaixo. Ainda, homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola apresentam maior probabilidade de estarem empregados (2 p.p. em média acima). No entanto, uma vez no mercado de trabalho, estão associados a um menor número de horas de trabalho no ano (3% em média a menos). Não encontramos diferença de comportamento no mercado de trabalho entre os dois grupos de beneficiários.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, uma das questões levantadas nos últimos anos a respeito do Programa de Transferência Bolsa Família é que este estaria desincentivando as pessoas a trabalhar. O argumento teórico está baseado no fato de que, atualmente, *parte* deste programa não exige contrapartida nenhuma do beneficiário, bastando que ele demonstre possuir renda *per capita* familiar abaixo de um determinado nível, por exemplo, R\$ 50 em 2004. Nesse caso, estas pessoas são consideradas extremamente pobres e são elegíveis ao programa do governo federal, podendo receber a transferência sem contrapartida. Neste sentido, este programa é diferente do antigo Bolsa Escola, que exigia dos filhos a presença obrigatória nas salas de aula. Isto pode afetar a decisão da oferta de trabalho dos pais, pois seus filhos teriam de ficar nas escolas e trabalhar menos ou parar de trabalhar. Sob o programa Bolsa Família, ambas as políticas condicionais (Bolsa Escola) e incondicionais (Renda

*Os autores gostariam de agradecer os comentários de Mauricio Reis, editor desta revista, de dois pareceristas anônimos e de participantes do XXXVI Encontro da ANPEC e do seminário do Centro de Estudos de Política e Economia do Setor Público (CEPESP)/Fundação Getúlio Vargas (FGV). Eventuais erros remanescentes são de nossa responsabilidade. Flavio Marques e Simone Maia contaram com apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP).

**Da Escola de Economia de São Paulo e do CEPESP/ Fundação Getúlio Vargas.

Mínima) são praticadas e este trabalho busca detectar se há diferenças nas respostas dos indivíduos em termos de oferta de trabalho.¹

O objetivo deste trabalho é verificar se os beneficiários de programas redistributivos incondicionais, como o Renda Mínima, estão associados a uma menor oferta de trabalho quando recebem este benefício comparativamente à oferta de trabalho dos beneficiários de programas condicionais, como o Bolsa Escola. Em outras palavras, o estudo busca responder se programas redistributivos incondicionais em dinheiro, o Renda Mínima em particular, estão associados à decisão dos agentes no sentido de reduzir o emprego ou mesmo incentivar o beneficiário a permanecer desempregado comparativamente aos indivíduos que recebem assistência condicional por parte dos governos, como o Bolsa Escola. Para isso, compara-se a oferta de trabalho de beneficiários do Bolsa Escola *versus* não beneficiários, depois de beneficiários do Renda Mínima contra não beneficiários, e por fim compara-se somente beneficiários: os do Bolsa Escola contra os do Renda Mínima. Este trabalho é pioneiro no Brasil, pois se busca quantificar a associação entre a oferta de trabalho de beneficiários de programa considerado assistencialista comparando-se não somente com agentes que não recebem nenhum tipo de ajuda dos governos, mas também com aqueles que recebem algum tipo de transferência condicional como o Bolsa Escola.

O debate acerca da resposta da oferta de trabalho devido às mudanças nos impostos ajuda a entender nossa discussão teórica. Este debate está centralizado em argumentos de equilíbrio geral. Hausman (1981) aponta que menores impostos aumentam o salário líquido que pode ser ganho com uma hora adicional de trabalho (efeito substituição), mas também pode manter o mesmo padrão de vida reduzindo as horas trabalhadas (efeito renda). Em nosso caso, programas redistributivos incondicionais (Renda Mínima) proveem renda sem nenhuma contrapartida levando assim somente ao efeito renda para as famílias beneficiárias. Estas famílias não teriam incentivo nenhum em trabalhar mais para receber o benefício. Já programas condicionais como o Bolsa Escola exigem que as crianças reduzam seu (eventual) número de horas trabalhadas, pois sua presença é exigida nas escolas para receberem o benefício. Esta redução nas horas trabalhadas das crianças pode afetar as horas trabalhadas dos adultos (efeito substituição). Estes adultos beneficiários poderiam alterar suas horas trabalhadas caso a renda advinda do benefício fosse diferente da renda que as crianças ganhavam (eventualmente) em seu trabalho. Mattos e Ponczek (2009) ainda apontam que beneficiários que se sentem estigmatizados podem alterar sua resposta no mercado de trabalho de forma a alterar a percepção

1. O programa tem por objetivo assistir domicílios em situação de pobreza e extrema pobreza, sendo que famílias em situação de extrema pobreza recebem um benefício fixo de R\$ 58 mensais incondicional. Além disso, pode ser concedido um valor de R\$ 18 para cada criança inscrita no programa (no máximo três crianças por domicílio) em 2008. Para os domicílios considerados em situação de pobreza, somente o benefício variável pode ser concedido.

da sociedade a respeito de sua condição. Ao compararmos somente beneficiários esperamos reduzir a possibilidade deste efeito estigma.

Uma importante limitação do trabalho deve ser mencionada. Apesar de a base de dados utilizada permitir identificar beneficiários de diferentes programas (Bolsa Escola e Renda Mínima), esta base impõe duas restrições. A primeira diz respeito à identificação do número de horas trabalhadas no ano. O questionário apenas pergunta quantos meses o respondente trabalhou ao longo do último ano. Apesar de verificarmos respostas não inteiras, pode ser que estejamos capturando a demissão (e não obtenção de outro emprego) do indivíduo. De qualquer forma, isto ainda reflete a associação entre beneficiários de diferentes programas de transferência e sua relação com o mercado de trabalho. Segundo, só é possível saber se a pessoa está trabalhando ou não. Portanto, não é possível distinguir entre não participantes do mercado de trabalho e desempregados. Deve-se notar, então, que a probabilidade de estar empregado vai depender também de decisões relacionadas à demanda por trabalho. Pode ser que os programas de transferência de renda reaqueçam o mercado local aumentando a demanda por trabalho nestes municípios ou, por outro lado, locais mais pobres e deficientes possuam diversos beneficiários e ao mesmo tempo apresentem menor demanda por trabalho, reduzindo as chances dos indivíduos nestes locais de conseguir entrar no mercado de trabalho. De qualquer forma, tentamos controlar as características dos estados de residência dos indivíduos.

Nossos resultados apontam que as mulheres cujo domicílio recebe Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada (7 p.p. em média menor). E ainda, que os homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola apresentam maior probabilidade de estarem empregados (2 p.p. em média acima), no entanto, uma vez no mercado de trabalho, estão associados a um menor número de horas de trabalho ao ano (3% a menos). Não encontramos diferença de comportamento no mercado de trabalho entre os dois grupos de beneficiários.

O artigo está dividido em cinco seções além desta introdução. A próxima seção apresenta uma breve revisão da literatura relacionada ao tema. A seguir discutimos os dados considerados na análise. A seção 4 discute a implementação empírica. A seção 5 aponta os principais resultados e a última seção conclui.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Considerando a literatura tradicional sobre mercado de trabalho, temos que o pressuposto básico é que os indivíduos maximizam utilidade diante da escolha entre trabalho e lazer (CAHUC; ZILBERBERG, 2004), ou seja, os agentes deparam-se com o *trade-off* entre trabalhar mais para conseguir uma remuneração maior à custa de menos tempo de lazer ou despendendo um maior tempo de lazer sacrificando os

ganhos de horas a mais de trabalho. De acordo com Kaufman e Hotchkiss (2006), a escolha baseia-se nas preferências individuais, no salário e na renda não proveniente do trabalho (renda não trabalho). A partir destas três variáveis é possível definir quanto um agente irá ofertar no mercado de trabalho. Heckman (1979, 1993), entretanto, introduz a decisão de trabalhar ou não como episódio anterior à decisão de quanto trabalhar. O autor destaca que um novo campo de pesquisa colocou-se à frente dos pesquisadores e a teoria sobre a economia do trabalho passou a explicar consideravelmente melhor a oferta de trabalho individual, pois a quantidade ofertada de trabalho não responde tanto a variações salariais, mas a decisão de entrar no mercado de trabalho ou permanecer desempregado responde.² Devido a imposições de “condicionalidade” do Bolsa Escola no que diz respeito à participação na escola, isto pode levar a uma redução de tempo dedicado a outras atividades. Em princípio, não é claro qual a composição de tempo dedicado a estas outras atividades. É possível que não haja efeito algum na oferta de trabalho, apenas redução de lazer. Por outro lado, se houver redução de trabalho por parte das crianças, podemos observar uma resposta dos adultos em uma tentativa de compensar esta perda de renda no domicílio (efeito substituição). Como o efeito renda age em outra direção, o resultado final teórico é ambíguo. Para o Programa de Renda Mínima, restaria apenas o efeito renda, uma vez que não há condições impostas.

No que diz respeito à literatura sobre a oferta de trabalho no Brasil, podemos destacar Avelino e Menezes-Filho (2003), Pazello (2006), Fernandes *et al.* (2002) e Menezes-Filho e Scorzafave (2001), Cardoso e Souza (2003), Ferro e Nicollela (2007) e Tavares (2008). Os três últimos mais preocupados com a resposta na oferta de trabalho dos indivíduos beneficiários de programas redistributivos. Em Avelino e Menezes-Filho (2003), os autores realizam uma estimação da elasticidade da curva de oferta de trabalho para mulheres cônjuges no Brasil com dados do período 1992-1999. Antes deste trabalho não existia qualquer estimativa de elasticidade da oferta de trabalho feminina utilizando dados brasileiros. Para tal, os autores assumem que os agentes maximizam sua utilidade intertemporalmente segundo uma função de utilidade Stone-Geary. Como principal resultado os autores destacam a inconsistência dos resultados empíricos frente às teorias tradicionais, dado que as estimativas são de elasticidade negativa enquanto a teoria prevê elasticidade positiva.³ Pazello

2. Da Vanzo, Tray e Greenberg (1976) analisam a sensibilidade dos resultados encontrados por diversos pesquisadores com relação a alterações de hipóteses e base de dados. Usando dados de nível salarial, oferta de trabalho, patrimônio líquido e controlando para características individuais, o estudo compara os resultados encontrados quando usa os dados “brutos” e quando usa variáveis construídas para nível salarial e patrimônio líquido (tais variáveis são projeções baseadas nas características individuais a fim de evitar viés, dado que os valores são declarados pelos indivíduos). Os resultados são claros, pois os efeitos não mudam somente de magnitude, mas também qualitativamente, ou seja, o que explicava uma variação positiva agora explica uma variação negativa.

3. Pazello (2006) analisa o aumento da taxa de participação da mulher na força de trabalho como resultado da diminuição da taxa de fecundidade declinante observada nas últimas décadas, enquanto Fernandes *et al.* (2002) analisam o efeito da composição familiar sobre a probabilidade de o agente em questão ingressar no mercado de trabalho e, conseqüentemente, o nível de pobreza observado no Brasil. Ver ainda Pazello e Fernandes (2005) e Menezes-Filho e Scorzafave (2001) para efeitos da maternidade sobre a oferta de trabalho

(2006), por sua vez, obtém que um aumento não planejado no número de filhos exerce efeito negativo sobre a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho, sendo este efeito estatisticamente significativo apenas no curto prazo. Fernandes *et al.* (2002) utilizam técnicas de microssimulação para avaliar o impacto sobre a pobreza de se padronizar, entre pobres e não pobres, três características: o tamanho da família, a participação na força de trabalho e a incidência do desemprego. Os autores encontram que os impactos mais importantes sobre a redução da pobreza ocorrem quando o desemprego é eliminado. Menezes-Filho e Scorzafave (2001), investigando a evolução da participação feminina no mercado de trabalho entre 1982 e 1997, encontram que houve um forte aumento nas taxas de participação feminina, principalmente para as mulheres com 1 a 11 anos de estudo. Eles ainda apontam que os principais determinantes desse aumento foram a diminuição da proporção de mulheres menos educadas na força de trabalho e o aumento na participação das mulheres cônjuges e menos jovens. Cardoso e Souza (2003) têm por objetivo mensurar o impacto do Bolsa Escola na frequência escolar, assim como na redução do trabalho infantil. O trabalho conclui que para as crianças do sexo masculino há um aumento de 3% na frequência escolar do grupo de tratamento comparado ao de controle. Considerando que no grupo de comparação apenas 8% das crianças estão fora da escola, um aumento de 3% representa um valor significativo sobre o trabalho infantil. Ferro e Nicolletta (2007) usam dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003, e estimam o efeito das transferências condicionais sobre a taxa de participação e sobre as horas trabalhadas dos adultos nas áreas urbanas e rurais. Elas encontram efeito positivo e significativo somente para homens e mulheres em áreas urbanas e efeito negativo para mulheres em áreas rurais. Por fim, Tavares (2008) discute o papel do Bolsa Família na oferta de trabalho das mães. A autora encontra a existência de um efeito-renda associado ao valor do benefício, uma vez que quanto maior a transferência recebida, menor o engajamento da mãe no mercado de trabalho. Mas o trabalho aponta que o efeito líquido de ser beneficiário do programa é positivo (existência do efeito-substituição), decorrente de maior disponibilidade de tempo das mães para trabalhar.

A experiência internacional, em termos de implementação de políticas de garantia de renda mínima (RMG), é bastante variada no que se refere à população alvo, aos benefícios concedidos, ao tipo de cobertura (individual ou familiar), ao prazo de duração, ao órgão responsável, e ainda ao perfil exclusivo ou complementar a outras prestações sociais. Na Europa prevalece o sistema embasado nos rendimentos por família, de maneira que, somados os recursos dos membros de tal família, o Estado tem por obrigação restituí-la do diferencial entre o piso pré-estipulado e a soma. Assim, segundo Euzéby (1991), a característica elementar compartilhada pelos programas europeus é ser a RMG uma renda complementar. No entanto, uma questão relevante em curso no debate internacional refere-se ao privilégio de

apenas uma parcela da população que obtém emprego formal ser protegida por algum tipo de seguridade social. Outra questão se refere ao efeito desta medida no desemprego ou no desejo de participar do mercado de trabalho.

Por fim, mais relacionado a este trabalho podemos citar Saez (2002) e Foguel e Barros (2010). O primeiro está preocupado com a caracterização teórica de programas ótimos de transferência de renda. O autor encontra que, caso a resposta da oferta de trabalho se dê na margem intensiva (horas trabalhadas), a transferência ótima deve seguir o clássico programa de renda negativa com elevada renda garantida. No entanto, caso a resposta da oferta de trabalho ocorra na margem extensiva (participação no mercado de trabalho), o programa ótimo seria uma alíquota marginal negativa (subsídios ao salário).

Já Foguel e Barros (2010) buscam estimar a resposta de adultos beneficiários de programas de renda condicional em termos de participação e horas trabalhadas. Considerando médias dos municípios participantes da PNAD no período de 2001 a 2005, os autores não encontram, de forma significativa, efeito na decisão de oferta de trabalho média dos indivíduos residentes nos municípios analisados pela PNAD.

Nosso trabalho busca contribuir na literatura de duas formas. Primeiro, utilizamos a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2002-2003 e o método de pareamento discutido a seguir para medir o efeito de programas condicionais como o Bolsa Escola sobre a oferta de trabalho dos pais e mães comparados a indivíduos beneficiários de programa incondicional de transferência como o Renda Mínima. Segundo, apresentam-se outros métodos de estimação, como, por exemplo, o método de regressões descontínuas, onde indivíduos cuja família apresenta renda *per capita* próxima à linha de pobreza proposta pelo governo federal são comparados. Neste caso busca-se eliminar o viés de seleção atribuído a indivíduos que optam por participar dos programas e comparam-se elegíveis com características semelhantes. Isto proporciona maior robustez aos resultados.

3 DADOS

Os dados utilizados na regressão da POF de 2002-2003, uma vez que é possível selecionar os domicílios beneficiários do Renda Mínima e do Bolsa Escola, assim como os demais benefícios recebidos, rendimentos, despesas e características pessoais. No entanto, apesar de a base de dados utilizada permitir identificar domicílios beneficiários de diferentes programas (Bolsa Escola e Renda Mínima), esta base impõe uma restrição quanto à identificação do número de horas trabalhadas no ano conforme diagnosticado anteriormente. Apesar de verificarmos respostas não inteiras, pode ser que estejamos capturando a demissão (e não a obtenção de outro emprego) do indivíduo. De qualquer forma, isto ainda reflete a associação entre beneficiários de diferentes programas de transferência e sua relação com o mercado

de trabalho. No entanto, a POF de 2002-2003 apresenta uma vantagem em relação às POFs anteriores, o desenho da amostra foi estruturado de tal modo que propicia a publicação de resultados para o Brasil, Grandes Regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) e também por situação urbana e rural. Para as Unidades da Federação (UFs), os resultados contemplam o total e a situação urbana. Além disso, utilizamos alguns dados referentes a cada estado, extraídos do Ipea, como o índice de Gini, o número de idosos e de jovens, o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, a porcentagem da população economicamente ativa (PEA) vivendo em área rural em relação à PEA urbana e, a variação do PIB considerando o período entre 2001 e 2002, os quais nos servirão de controle. Estes dados são usados para controlar características da demanda por trabalho nas localidades.

Por fim, supõe-se que não há contrapartida dos beneficiários do Renda Mínima em termos de frequência escolar dos alunos nem proibição de trabalho infantil. No entanto, a POF não disponibiliza os municípios entrevistados para podermos identificar se existe tal contrapartida. Por outro lado, mais da metade dos programas de renda mínima encontrados nas capitais adota apenas o critério de renda e tempo de residência como critérios para o recebimento, mas não conseguimos saber em qual programa efetivamente está inscrito o beneficiário.⁴

A descrição de todas as variáveis extraídas, assim como sua média e desvio-padrão estão na tabela 1. Para uma melhor compreensão, dividimos a amostra em homens e mulheres, beneficiários e não beneficiários. Esta tabela, então, aponta características heterogêneas quando comparamos o número de horas trabalhadas por ano por gênero. Homens não beneficiários recipientes do Renda Mínima trabalham mais (1.161 horas/ano) e também possuem um maior percentual de pessoas que trabalham (64%) em comparação com beneficiários do Renda Mínima (1.141 horas/ano e 63% de participação, respectivamente) e com beneficiários do Bolsa Escola (1.040 horas/ano e 60%). Os homens cujo domicílio recebe o Renda Mínima são mais velhos (31.44 anos em média *versus* 31.42 para não beneficiários e 30 para beneficiários do Bolsa Escola) e com menor escolaridade (4.6 anos de estudo *versus* 6.6 para não beneficiários e 4.9 para beneficiários do Bolsa Escola). Por fim, os homens beneficiários do Renda Mínima apresentam soma de todos os rendimentos (R\$ 488 mensais) bem inferior aos não beneficiários (R\$ 1.110) e aos beneficiários do Bolsa Escola (R\$ 648). Outra característica diferente é que os beneficiários (e também beneficiárias) do Renda Mínima apresentam maior incidência de negros (10% *versus* 6% nas outras duas classes, não beneficiários e beneficiários do Bolsa Escola). Já as mulheres cujos domicílios recebem Renda Mínima têm em média 33.3 anos *versus* 34.7 para não beneficiárias e 33.6 para beneficiárias do Bolsa Escola, porém com menor escolaridade (4.6 anos de estudo *versus* 6.7 para não beneficiárias e 5 para beneficiárias do Bolsa

4. Alguns programas de renda mínima observados nas capitais dos estados são estaduais e outros são municipais, e mais da metade de todos eles não exigia contrapartida referente à frequência escolar dos filhos em 2002.

Escola) mas trabalham menos (366 horas/ano) que mulheres sem benefício (690 horas/ano) e beneficiárias do Bolsa Escola (562 horas/ano). Por fim, beneficiárias do Renda Mínima apresentam menor rendimento mensal (R\$ 558, *versus*, R\$ 1.114 para não beneficiárias e R\$ 704 para beneficiárias do Bolsa Escola).

TABELA 1
Análise dos dados

	Beneficiários					
	Homens			Mulheres		
	Não	Renda Mínima	Bolsa Escola	Não	Renda Mínima	Bolsa Escola
	Média/DP	Média/DP	Média/DP	Média/DP	Média/DP	Média/DP
Horas trabalhadas	1.161,926 <i>938,203</i>	1.141,865 <i>941,558</i>	1.040,817 <i>939,421</i>	690,016 <i>915,719</i>	366,058 <i>721,467</i>	562,374 <i>860,409</i>
Anos estudo	6,643 <i>4,209</i>	4,661 <i>3,821</i>	4,906 <i>3,652</i>	6,786 <i>4,374</i>	4,655 <i>3,808</i>	5,077 <i>3,931</i>
Idade	31,426 <i>12,582</i>	31,442 <i>12,822</i>	30,213 <i>12,572</i>	34,761 <i>13,438</i>	33,332 <i>13,150</i>	33,669 <i>12,327</i>
% que trabalha	0,643 <i>0,479</i>	0,637 <i>0,482</i>	0,603 <i>0,489</i>	0,393 <i>0,488</i>	0,249 <i>0,433</i>	0,337 <i>0,473</i>
Condição da moradia: ruim	0,257 <i>0,437</i>	0,283 <i>0,451</i>	0,195 <i>0,397</i>	0,321 <i>0,467</i>	0,265 <i>0,442</i>	0,289 <i>0,453</i>
Tamanho do domicílio	4,499 <i>2,117</i>	5,203 <i>2,681</i>	5,847 <i>2,578</i>	4,394 <i>2,025</i>	5,578 <i>3,486</i>	5,542 <i>2,426</i>
Soma dos rendimentos	1.110,723 <i>1.936,812</i>	488,447 <i>708,046</i>	648,776 <i>946,672</i>	1.114,112 <i>2.189,566</i>	558,239 <i>1.015,333</i>	704,214 <i>1.574,627</i>
Nutrição: altura/peso	77.462,870 <i>219.619,589</i>	61.240,753 <i>196.495,591</i>	76.547,351 <i>221.150,956</i>	47.213,936 <i>169.483,227</i>	35.227,454 <i>144.055,026</i>	42.214,071 <i>160.429,527</i>
Varição PIB estadual	0,034 <i>0,068</i>	0,033 <i>0,073</i>	0,026 <i>0,053</i>	0,033 <i>0,066</i>	0,031 <i>0,075</i>	0,026 <i>0,051</i>
Gini - estadual	0,571 <i>0,031</i>	0,579 <i>0,027</i>	0,575 <i>0,029</i>	0,571 <i>0,032</i>	0,574 <i>0,028</i>	0,575 <i>0,029</i>
% população rural estado	0,302 <i>0,149</i>	0,326 <i>0,148</i>	0,329 <i>0,149</i>	0,303 <i>0,151</i>	0,318 <i>0,143</i>	0,329 <i>0,150</i>
Raça amarela	0,004 <i>0,062</i>	0,000 <i>0,000</i>	0,002 <i>0,043</i>	0,004 <i>0,060</i>	0,003 <i>0,057</i>	0,002 <i>0,049</i>
Raça indígena	0,004 <i>0,065</i>	0,004 <i>0,063</i>	0,006 <i>0,075</i>	0,004 <i>0,061</i>	0,006 <i>0,080</i>	0,005 <i>0,069</i>
Raça negra	0,062 <i>0,241</i>	0,092 <i>0,289</i>	0,064 <i>0,245</i>	0,054 <i>0,226</i>	0,115 <i>0,320</i>	0,053 <i>0,224</i>
Possui conta corrente	0,211 <i>0,408</i>	0,084 <i>0,277</i>	0,095 <i>0,293</i>	0,183 <i>0,387</i>	0,070 <i>0,256</i>	0,088 <i>0,283</i>
Casado	0,399 <i>0,490</i>	0,434 <i>0,497</i>	0,383 <i>0,486</i>	0,035 <i>0,184</i>	0,051 <i>0,221</i>	0,027 <i>0,163</i>
N	36.456	251	2.662	40.593	313	2.901

Fonte: POF de 2002-2003. Elaborado pelos autores.

Os dados ainda revelam o baixo número de beneficiários de ambos os programas de transferência de renda. Considerando beneficiários todos aqueles residentes do domicílio onde pelo menos algum respondente afirmou receber o benefício, encontramos apenas 2,913 beneficiários homens (36.456 não beneficiários) e 3.214 beneficiárias mulheres (40.593 não beneficiários). Destes, apenas 251 homens foram associados como beneficiário do Renda Mínima enquanto 2.662 recebem o Bolsa Escola. Para as mulheres, estes números são 313 e 2.901, respectivamente. Como tentamos capturar o efeito no comportamento deste grupo que recebe o tratamento (beneficiários) comparativamente aos não tratados (não beneficiários) podemos obter estimações pouco precisas, com elevado erro-padrão devido ao baixo número de observações “que receberam o tratamento”.

4 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA

O impacto do tratamento, medido aqui pela participação no Programa de Transferência de Renda, seja ele o Bolsa Escola ou o Renda Mínima, pode ser medido como o resultado líquido de dois efeitos: renda e substituição. O efeito renda ocorre quando, em decorrência do aumento da parcela da renda do não trabalho via transferência de renda, o indivíduo reduz sua oferta de trabalho, sem comprometer a renda do domicílio. No entanto, esta redução na oferta de trabalho pode estar associada a uma vantagem para a família, uma vez que a redução na oferta de trabalho das mães pode implicar maior tempo para cuidar dos filhos. Já o efeito substituição poderia ocorrer como consequência das condições impostas pelos programas. Por exemplo, o Bolsa Escola condiciona a transferência do benefício à frequência das crianças às aulas, o que, por sua vez, pode acarretar a redução do trabalho infantil ofertado sendo compensada pelo aumento do trabalho ofertado por outro membro da família, como a mãe. Ou ainda, ao obrigar as crianças a ir para a escola e não ficar em casa, o programa permite que as mães disponham de mais tempo para o trabalho. No caso do Renda Mínima, somente o efeito renda ocorre.⁵

A situação em que o efeito renda supera o efeito substituição caracteriza a existência do incentivo adverso associado ao recebimento do benefício. Quando o efeito substituição for superior ao efeito renda, obtemos um efeito positivo do tratamento no mercado de trabalho.⁶

5. Se o montante da transferência estiver associado à distância entre o valor recebido pela renda do trabalho e o *threshold* assumido como renda mínima, a transferência funciona como um subsídio ao salário, e o efeito substituição pode ocorrer quando o beneficiário substitui lazer por trabalho, pois o primeiro ficou mais caro em relação ao segundo.

6. Mattos e Ponczek (2009) encontram que beneficiários de programas de transferência de renda no Brasil que se sentem estigmatizados também aumentam a participação no mercado de trabalho. O mecanismo se dá da seguinte forma: o indivíduo “estigmatizado” adota um comportamento no sentido de reduzir sua dependência em relação à transferência, por exemplo, procurando emprego ou trabalhando mais.

Em princípio, nossa análise não permite isolar possíveis relações de causalidade entre ser beneficiário e as variáveis de interesse. A relação causal direta do efeito benefício sobre a probabilidade de estar empregado ou o número de horas existe caso os agentes econômicos mudem seu comportamento em relação a essas variáveis pelo fato de receberem o benefício. Por outro lado, é possível que a correlação entre o fato de ser beneficiário e as variáveis se dê via heterogeneidade dos agentes. Por exemplo, é possível que indivíduos com melhor *status* socioeconômico apresentem uma acumulação maior de capital humano e menor desemprego (ou mais horas trabalhadas). Caso esses indivíduos não procurem o benefício, o estimador da variável recebe auxílio não capturaria o efeito direto da *dummy* recebe o benefício em relação a estas variáveis. Ou seja, a variável recebe o benefício não induziria a mudanças comportamentais dos indivíduos. Nesse caso, teríamos um estimador viesado para um parâmetro que relacionasse um efeito causal entre o fato de ser beneficiário e o esforço na procura de emprego, por exemplo. O sinal do viés depende da relação entre este esforço, o fato de ser beneficiário e as variáveis de interesse. Mais especificamente, numa situação em que pessoas que procurem o benefício sejam mais esforçadas (efeito idiossincrático) e trabalhem mais independentes do benefício, o valor estimado do parâmetro de interesse seria positivamente viesado (em valores absolutos). É possível também que pessoas que se esforçam menos no mercado de trabalho nem procurem se cadastrar para receber o benefício e, neste caso, o valor verdadeiro do parâmetro seria subestimado.

A estratégia de identificação do impacto de um tratamento é a seguinte. Denote Y_{0i} e Y_{1i} os resultados (potenciais) do indivíduo i se ele não participa do programa e se ele participa do programa respectivamente. Como Y_{0i} e Y_{1i} não podem ser observados simultaneamente, estimamos as médias de todos que foram tratados *versus* a média de todos que não receberam o tratamento. O efeito médio do tratamento seria dado por $E[Y_{1i} - Y_{0i}]$. Essa comparação entre médias ainda pode ser viesada, pois os indivíduos são diferentes e esta diferença idiossincrática dos indivíduos pode ter causado o fato de alguns terem sido selecionados e outros não para receber o tratamento. Ou seja, pode ser que indivíduos mais otimistas/esforçados possam ter sido selecionados por terem gastado seu tempo procurando programas do governo para ajudá-los, enquanto os pessimistas/menos esforçados acreditaram que o governo jamais os ajudaria e não se inscreveram em tais programas. Por exemplo, suponha que $D_i = 1$ quando o indivíduo participa do tratamento, a comparação entre os que participam e os que não participam pode ser escrita como a diferença entre $E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0]$.

Se somarmos e subtrairmos o efeito médio dos indivíduos que participaram do programa caso não tivessem participado do programa (contrafactual), ou seja, $E[Y_{0i} | D_i = 1]$, temos $E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0] + E[Y_{0i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 1] = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] + \{E[Y_{0i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0]\}$.

Note que o primeiro elemento da última igualdade é chamado de efeito causal do tratamento sobre os indivíduos que participaram do programa (efeito médio do tratamento sobre os tratados). O segundo termo causa viés na estimativa, pois as ações dos indivíduos que não participam do programa não são representativas das ações dos participantes do programa caso não houvessem participado. Este termo desaparece quando D_i torna-se aleatório e independente de Y_{0i} e Y_{1i} .

No nosso problema D_i pode não ser aleatoriamente distribuído, pois os programas de transferência avaliados aqui são direcionados a famílias em situação vulnerável de renda. Além de que os indivíduos podem se autosselecionar em participar ou não do programa.

A principal hipótese usada para identificar o impacto do programa é que existe um vetor de covariadas X_i que represente todas as variáveis que afetam a participação no programa/política e estão correlacionadas com os resultados de interesse. Assim, os impactos das políticas ou programas educacionais são obtidos a partir das estimações deste efeito médio do tratamento sobre os tratados ($E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1]$).

No que diz respeito às decisões individuais no mercado de trabalho, estimam-se duas equações, a saber, a primeira busca estimar a associação da participação nos programas de transferência com o número de horas trabalhadas no ano pelos indivíduos. A segunda decisão individual se refere à estimação da relação entre ser beneficiário e a participação no mercado de trabalho, cujas regressões estimadas são respectivamente:

$$\begin{aligned} \text{horas_ano} = & \beta_0 + \beta_1 \text{dummy_BE} + \beta_2 \text{dummy_RM} + \\ & + \beta_3 \text{dummy_trabalha} + \beta_4 \text{controles_escolaridade} + \\ & + \beta_6 \text{ciclo_vida} + \beta_7 \text{composição_familiar} + \beta_8 \text{raça} + \\ & + \beta_9 \text{controles_saúde} + \beta_{10} \text{controles_qualidade_moradia} + \\ & + \beta_{11} \text{controles_estaduais} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{dummy_trabalha} = & \beta_0 + \beta_1 \text{dummy_BE} + \beta_2 \text{dummy_RM} + \\ & + \beta_3 \text{controles_estaduais} + \\ & + \beta_4 \text{controles_escolaridade} + \beta_6 \text{ciclo_vida} + \\ & + \beta_7 \text{composição_familiar} + \beta_8 \text{raça} + \\ & + \beta_9 \text{controles_saúde} + \\ & + \beta_{10} \text{controles_qualidade_moradia} \end{aligned} \quad (2)$$

onde horas-ano consiste nas horas trabalhadas por ano dos indivíduos. Como usamos a POF, temos apenas o número de meses trabalhados. Usamos 42 horas

semanais num total de 52 semanas. As variáveis *dummy_BE*, *dummy_RM* são nossas variáveis de interesse e a primeira denota 1 para o caso em que o indivíduo é beneficiário do Bolsa Escola (*dummy_BE*) e zero, caso contrário, enquanto a segunda se refere a 1 quando o indivíduo é beneficiário do Renda Mínima (*dummy_RM*), zero, caso contrário. A variável *dummy_trab* é uma *dummy* que assume valor 1 quando o indivíduo trabalha e zero, caso contrário.⁷ As demais variáveis correspondem a: *i*) controles de escolaridade: anos de estudo do respondente e anos de estudo ao quadrado; *ii*) controles de ciclo de vida: idade e idade ao quadrado; *iii*) controles de composição familiar: se casado ou não e tamanho da família; *iv*) controles de raça: *dummies* se declarados de origem indígena, negra ou amarela; *v*) controles de saúde: nutrição (índice calculado através da razão da altura e do peso dos indivíduos); e *vi*) controles de qualidade de moradia: *dummy* em que o valor 1 é assumido quando a moradia é considerada ruim, e controles estaduais: variação do PIB estadual, o índice de Gini-renda estadual e a proporção da população que vive em área rural nos estados.

Pode-se observar, de acordo com a discussão dos métodos acima, que a ação do indivíduo em se tornar beneficiário de um determinado programa pode ser atribuída endogenamente. Isto pode ocorrer porque esses programas de transferência são direcionados a famílias em situação vulnerável de renda e também porque os indivíduos podem se autosselecionar em participar ou não do programa. Para a equação (2), similar problema ocorre para a variável *dummy_trab*, ou seja, os indivíduos decidem se trabalham ou não (o que depende de suas características) o que torna a variável endógena ao modelo.

Para estimar a equação (1) com objetivo de contornar a possível endogeneidade de *dummy_BE*, *dummy_RM* e *dummy_trab* estimamos cinco diferentes modelos. O primeiro método usado é o clássico Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e serve como base de comparação. É apresentado na primeira coluna das tabelas 4 e 6 em ambos os painéis. A hipótese assumida para este procedimento é que existe um vetor de covariadas X_i , nossos controles explicados acima, e que eles exaurem todas as características dos indivíduos que os levaram a ser beneficiários do programa e a optar por entrar no mercado de trabalho. Neste caso, a participação no programa e no mercado de trabalho pode ser considerada exógena e, desta forma, os impactos das políticas ou programas educacionais são obtidos a partir das estimações deste efeito médio do tratamento sobre os tratados ($E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1]$). O segundo método usado, denominado regressão descontínua, tem por objetivo estimar o efeito médio de um tratamento binário sobre uma variável de interesse. No entanto, assim como em todos os estudos *cross section*, não con-

7. Note-se que, devido à limitação de nossos dados, esta *dummy* captura somente a possibilidade de estar trabalhando e não a de estar participando no mercado de trabalho.

seguimos observar o mesmo indivíduo em ambos os estados. Logo, a análise se concentra no efeito médio do tratamento sobre determinada população em vez de no indivíduo. Tal abordagem é superior ao método de MQO, pois, como foi destacado por Van der Klaauw (2002),⁸ o estimador de MQO não é consistente devido à correlação entre o tratamento e o termo de erro. O segundo método está baseado em Imbens e Lemieux (2007), denominado regressão descontínua. Essa estrutura pode ser explicitada como: Y_i é a variável de interesse; W_i o indicador de tratamento, assumindo 1 para o grupo tratado e 0 para o grupo de controle; X_i a variável explicativa que determina completamente ou parcialmente o tratamento; e por último uma matriz Z_i de variáveis explicativas usadas como controle. Uma estrutura similar também é apresentada por Van der Klaauw (2002). Como foi destacado por Imbens e Lemieux (2007), duas hipóteses básicas são usadas para as estimativas de estimadores do tipo *matching* i) *unconfoundedness* e ii) *overlapping*. A primeira supõe que os resultados potenciais são ortogonais ao indicador de tratamento condicional em X . A segunda pode não ser satisfeita, uma vez que, por construção, pode não ser possível observar o indivíduo em ambos os estados. Este método analisa somente indivíduos em uma vizinhança muito próxima do *threshold*, de modo que os indivíduos possam ser diretamente comparáveis e uma aproximação seja feita. A elegibilidade para o tratamento é definida pela posição relativa de X_i e do *threshold* definido em X . Neste caso, os indivíduos estão distribuídos entre grupos de tratamento e controle somente baseados em uma medida contínua, no nosso caso, a renda. Neste método, a participação no tratamento é considerada determinística, com o tratamento sendo completamente explicado por X_i . Para o nosso problema, o *threshold* é igual \$50,00 *per capita*, limite de renda que diferenciaria a escolha dos beneficiários do atual Bolsa Família entre transferência incondicional (abaixo de R\$ 50) e condicional (acima de R\$ 50 e abaixo de R\$ 90). Ou seja, escolhemos indivíduos com renda familiar *per capita* próxima a este valor. Em particular, escolhemos pessoas com renda familiar abaixo e acima deste valor dentro de um *threshold* (R\$ 20 acima ou abaixo). O método utilizado, proposto por Imbens e Lemieux (2007), é o procedimento de validação cruzada (ver IMBENS; LEMIEUX, 2007). Desta forma esperamos capturar os tratados (beneficiários do Renda Mínima, ou Bolsa Escola) e não beneficiários, ambos com renda suficientemente próximas. Com isto, busca-se tornar a seleção ao tratamento como variável aleatória, pois artificialmente reduzimos a amostra para indivíduos similares em relação ao único critério de seleção para o benefício: renda. De forma prática, o procedimento consiste em estimar por MQO o efeito do tratamento em subamostras da população levando em conta a renda *per capita* das famílias, cuja renda familiar *per capita* está entre R\$ 30 e R\$ 70. Todos os

8. Este trabalho de Van der Klaauw é um caso aplicado do uso do método de regressão descontínua, onde ele progride passo a passo dentro do instrumental, partindo do SRD até o FRD com *thresholds* múltiplos.

resultados estão controlados pela decisão de participação no mercado de trabalho (ver ainda CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O terceiro método consiste em utilizar o Método Não Experimental denominado *Propensity Score Matching* (*matching* de agora em diante). O *matching* consiste em “parear” unidades de grupos diferentes (tratados e não tratados) que são similares em termos de suas características observáveis (controles). Além disso, o *matching* é adequado em situações em que existem informações em *cross sections* onde a participação no programa depende de características observadas.

Cameron e Trivedi (2005) demonstram que, se supusermos que $E[Y_{0i}|X_i, D_i = 1] = E[Y_{0i}|X_i, D_i = 0]$, ou seja, o efeito esperado do resultado potencial quando ele não participa (Y_{0i}) condicional aos controles (X_i) e à sua participação ($D_i = 1$) for igual ao efeito esperado do resultado potencial quando ele não participa (Y_{0i}) condicional aos controles (X_i) e à sua não participação ($D_i = 0$), então podemos mostrar que $E[Y_{0i}|p(X_i), D_i = 1] = E[Y_{0i}|p(X_i), D_i = 0]$, onde $p(X_i)$ é a probabilidade condicional (*matching*) do tratamento, $p(X_i) \equiv P(D_i = 1|X_i)$. Neste caso, o efeito do tratamento sobre os tratados se torna $E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1] = E\{E[Y_{1i}|p(X_i), D_i = 1] - E[Y_{0i}|p(X_i), D_i = 0] | D_i = 1\}$. Ou seja, o efeito do tratamento sobre os tratados é igual à diferença entre o valor esperado do tratamento quando da participação e quando da não participação condicional à probabilidade do tratamento $p(X_i) \equiv P(D_i = 1 | X_i)$. O que este procedimento sugere é que, para escolhermos um grupo de comparação aos que sofreram tratamento, temos de estimar primeiramente a probabilidade de participar no tratamento entre os não participantes. A hipótese de identificação é que, uma vez condicionado pela probabilidade de participação, participar ou não no programa torna-se aleatório. Assim, conseguimos obter um grupo de não participantes com probabilidades semelhantes de participação dos participantes e comparam-se seus resultados. Logo, de forma prática, podemos resumir o procedimento em primeiro, estimar as probabilidades de participação, dadas as características observáveis, isto é, o *propensity score* para cada um dos indivíduos. Em seguida, agrupam-se estes indivíduos de acordo com essas probabilidades. Em nosso caso, o pareamento foi feito de forma individual: para cada um tratado encontrou-se um não tratado com o *propensity score* similar entre os dois. Assim, o resultado final representa uma soma ponderada das diferenças das médias das variáveis de interesse para cada grupo, com os pesos dados pela participação dos beneficiados em cada grupo (para mais detalhes, ver ainda CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Por fim, o quarto método segue o modelo sugerido por Heckman (1979), onde se estima no primeiro estágio a equação de participação no mercado de trabalho (equação 2). No segundo estágio introduz-se a razão de Mills invertida para controlar a decisão de entrar no mercado de trabalho. Este método, no entanto, exige um instrumento para a decisão de participação no mercado de trabalho e

assume que as outras decisões de participação nos programas de transferência (*dummy_BE*, *dummy_RM*) são exógenas.⁹

Para a equação (2), similar problema ocorre para a variável *dummy_trab*, ou seja, os indivíduos decidem se trabalham ou não (o que depende de suas características) o que pode tornar a variável endógena ao modelo. Similarmente, estimamos esta equação através de quatro métodos. Primeiro estimamos por MQO, a seguir usando regressão descontínua. O terceiro método empregado considera as mesmas hipóteses do MQO, no entanto, considera uma função de probabilidade não linear, o modelo *probit*. Por fim, estimamos por *propensity score*. Neste modelo, para o primeiro estágio consideramos a probabilidade de se tornar beneficiário do Bolsa Escola ou do Renda Mínima. Em seguida, pareamos os tratados (beneficiários) com os não tratados (não beneficiários) usando esta probabilidade condicional do primeiro estágio, considerando somente os pares mais próximos, um não tratado, para um tratado (*nearest neighbor approach*). O segundo estágio consiste em computar a diferença do efeito médio destes pares sobre a decisão de trabalhar, aqui é assumido também um modelo de probabilidade linear – equação (2) – ou sobre a diferença de média de horas trabalhadas – equação (1). Para a amostra contendo somente beneficiários, teremos somente uma coluna, pois o primeiro estágio consiste em estimar a probabilidade de receber um dos programas (no nosso caso, o Renda Mínima), sendo que o grupo de controle recebeu o outro programa (Bolsa Escola, para este estudo).

Consideramos a seguinte estratégia para identificar quais resultados podem ser considerados consistentes. No que diz respeito à estimação da equação (1), quando as estimações usadas pelo método de *propensity score* e o método de Heckman (1979) apresentarem o mesmo sinal e forem significantes, consideraremos o resultado robusto. Enquanto o primeiro deles (*propensity score*) permite que a decisão de se tornar beneficiário seja endógena, assumindo que a probabilidade de estar empregado é exógena, o método de Heckman (1979) assume exatamente o contrário. Para a equação (2), consideramos robustas as estimações com significância estatística realizadas pelo *propensity score*.¹⁰

Os resultados estimados encontram-se nas tabelas 2 a 5, separadamente para homens (painel A) e mulheres (painel B). Dividimos em duas etapas. A primeira busca estimar a relação entre o fato de ser beneficiário *versus* não ser beneficiário sobre o mercado de trabalho (tabelas 2 e 3). A segunda etapa restringe a amostra em beneficiários do Bolsa Escola *versus* beneficiários do Renda Mínima e busca-se estimar

9. Em nosso caso, usamos o número de filhos até 10 anos de idade como instrumento para a decisão de entrar no mercado de trabalho. Este instrumento é semelhante ao utilizado por Heckman (1979) e se mostrou significativo (valor-p de 0,03) em todas as regressões.

10. Note-se que quando estimamos de forma significativa a equação (2) pelo método de *propensity score*, pelo menos algum outro método apresenta resultados similares.

a relação entre estes diferentes pacotes de transferência e as decisões individuais no mercado de trabalho (tabelas 4 e 5). No que diz respeito às decisões individuais no mercado de trabalho, estimam-se duas equações, a saber: a primeira decisão individual se refere à estimação da relação entre ser beneficiário e a participação no mercado de trabalho; e a segunda busca estimar a associação da participação nos programas de transferência com o número de horas trabalhadas no ano pelos indivíduos. A seção seguinte descreve os resultados.

5 RESULTADOS

As tabelas 2A e 2B apresentam a associação entre o fato de ser beneficiário (do Bolsa Escola ou do Renda Mínima) e a decisão de participar no mercado de trabalho. Nesta seção, reportamos somente os resultados com as variáveis de interesse, os resultados completos se encontram no apêndice. Para os homens (tabela 2A), a associação entre o fato de ser beneficiário do Bolsa Escola e entrar no mercado de trabalho é positiva em todos os modelos considerados. Esta associação é estimada com precisão quando os modelos *probit* e *propensity score* são considerados, o que sugere consistência desses resultados. Se formos considerar a média das estimações (colunas 3 e 4, tabela 2A), temos que o fato de um homem residir em um domicílio beneficiário do Bolsa Escola está associado a um aumento de 2,5 p.p. na probabilidade de estar empregado (3,1 p.p. e 1,8 p.p. *propensity score* e *probit*, respectivamente). A estimação por MQO sugere um aumento de 1% nesta probabilidade, o que sugere subestimação do parâmetro. Isto pode ocorrer devido a uma eventual heterogeneidade dos agentes. Neste caso, como o *propensity score* limita o grupo de comparação a indivíduos semelhantes aos que receberam o tratamento (condicional às observáveis), pode ser que indivíduos diferentes (do ponto de vista de seu *score* no método de *propensity score*) dos tratados sejam mais esforçados na procura por trabalho e portanto reduzam esta diferença na probabilidade de estar empregado.

TABELA 2A

Probabilidade de estar empregado – homens

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Probit</i>	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	0,010 (0,007)	0,008 (0,017)	0,018* (0,011)	0,031*** (0,013)	
Recebe o Renda Mínima	-0,023 (0,044)	-0,053 (0,084)	-0,043 (0,060)		0,012 (0,045)
R ² ajustado	0,304	0,366	.		
N	45.850	6.735	45.850	45.553	41.762

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

TABELA 2B

Probabilidade de estar empregado – mulheres

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Probit</i>	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	0,013 (0,009)	0,010 (0,016)	0,012 (0,011)	0,011 (0,011)	
Recebe o Renda Mínima	-0,072** (0,034)	0,035 (0,065)	-0,08* (0,046)		-0,071* (0,037)
R ² ajustado	0,179	0,092	.		
N	49.948	7.373	45.850	49.599	45.941

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia e controles estaduais.

Pela tabela 2B, temos que mulheres residentes em domicílios recipientes do Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada. Estimamos este valor próximo a 7%. Note-se que, neste caso, a estimativa pelo método de MQO (redução de 7,2 p.p.) está muito próxima do valor apresentado pelo método de *propensity score* (redução de 7,1 p.p.). Já pelo método de *probit* este parâmetro é estimado em torno de 8 p.p. de redução na probabilidade de estar empregada.

Por fim, não encontramos significância estatística entre homens cujos domicílios recebem Renda Mínima e a probabilidade de estarem empregados; nem para mulheres cujos domicílios recebem o Bolsa Escola e a respectiva probabilidade. Foguel e Barros (2010) apontam que, no caso de aumento de 10% na proporção dos beneficiários de transferências condicionais em um município, teremos um aumento de 0,1% na taxa de participação para homens ou mulheres, porém o efeito não é significativo. Como não conseguimos identificar quem está procurando ou não nesta amostra, nossos resultados se referem à probabilidade de estar empregado e parecem possuir um efeito com maior magnitude.

As tabela 3A e 3B resumem nossos resultados no que diz respeito à associação entre adultos residentes de domicílios que recebem benefício, seja o Bolsa Escola ou o Renda Mínima, e o número de horas trabalhadas no ano, denominada margem intensiva. Neste caso, não encontramos relação estatística entre beneficiários(as) do Renda Mínima e o número de horas trabalhadas no ano. Mais ainda, nem mesmo o sinal de nossa variável de interesse é estimado de forma consistente. Por exemplo, para mulheres, nossa estimativa vai de um aumento aproximado no número de horas de 3% (Heckman) a uma redução aproximada do número de horas em 30% (MQO).

TABELA 3A

Horas de trabalho por ano – homens

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>	Heckman
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	-0,021 (0,014)	0,011 (0,022)	-0,042*** (0,018)		-0,019** (0,008)
Recebe o Renda Mínima	0,025 (0,041)	-0,033 (0,114)		-0,011 (0,047)	0,037 (0,032)
R ² ajustado	0,056	0,055	0,001	-0,000	.
N	26.178	3.143	26.098	25.432	45.850

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

TABELA 3B

Horas de trabalho por ano – mulheres

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>	Heckman
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	-0,021 (0,020)	0,028 (0,051)	-0,024 (0,029)		-0,021** (0,008)
Recebe o Renda Mínima	-0,303** (0,137)	-0,316 (0,289)		-0,165116 (0,116)	0,033 (0,033)
R ² ajustado	0,077	0,116	0,002	0,001	.
N	17.613	1.705	17.532	16.662	45.850

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, participação no mercado de trabalho, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia, controles estaduais.

Por outro lado, nossas estimativas sugerem que homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola estão associados a uma diminuição média aproximada de 3% (2% e 4%, Heckman e *propensity score*, respectivamente) no número de horas trabalhadas, o que corresponde a pouco mais de 30 horas a menos em um ano para este grupo.

O resultado equivalente para mulheres beneficiárias parece ser menos robusto. Apesar de as estimativas pelos métodos de MQO (redução do número de horas em 2,1%), *propensity score* (redução no número de horas em 2,1%) e Heckman (redução do número de horas em 2,4%) serem muito próximas, encontramos significância estatística apenas para o método proposto por Heckman. Estas reduções se traduzem em uma redução média de 2,2%, o que significa uma redução de 15 horas no ano. No entanto, sendo conservadores, sugere-se que a estimação aqui não pode ser considerada precisa. Foguel e Barros (2010) apontam que um acréscimo de 10% na proporção de beneficiários de programas condicionais está associado a um aumento (redução) de 0,1% nas horas trabalhadas dos homens (mulheres).

Vale notar que, uma vez que a seleção ao programa pode não ser não aleatória, é possível imaginar que as características que determinam a participação no programa

podem estar associadas a decisões de engajamento no mercado de trabalho, seja via participação ou jornada. Isto torna frágil a comparação do comportamento de indivíduos beneficiários e não beneficiários no que diz respeito às preferências no mercado de trabalho. A principal comparação empregada neste artigo é considerar as duas comparações:

1) Beneficiários e não beneficiários, levando em conta na escolha dos indivíduos não tratados aqueles que se assemelhassem aos tratados em termos dos determinantes da participação no programa, de modo que a hipótese de que a distribuição do tratamento é aleatória seja mais plausível.

2) Somente beneficiários do Renda Mínima e do Bolsa Escola, onde a subamostra dos indivíduos comparáveis dos dois grupos também se assemelhasse no que diz respeito aos determinantes da participação em seus respectivos programas de forma a tornar razoável a hipótese de que a distribuição entre os tratamentos é aleatória.

Consideramos agora somente a subamostra contendo indivíduos que residem em domicílios que recebem algum benefício, seja ele Renda Mínima ou Bolsa Escola. As tabelas 4 e 5 apresentam os resultados referentes à probabilidade de estar empregado (margem extensiva) bem como o número de horas trabalhadas no ano (margem intensiva).

As tabela 4A e 4B apresentam os resultados referentes à equação (2), decisão de participação no mercado de trabalho. A tabela 4A aponta os resultados para os homens. Ao considerarmos o método do *propensity score*, nossas estimações sugerem que homens que recebem Renda Mínima estão associados à maior probabilidade de estar trabalhando comparativamente aos beneficiários do Bolsa Escola (probabilidade maior de estar empregado de 3,6 p.p.), porém este resultado não é significativo e muito menos robusto. Todos os outros métodos apontam um efeito no sentido contrário, ou seja, uma redução na probabilidade de estar empregado em média de 2 p.p.

TABELA 4A

Probabilidade de estar empregado – homens beneficiários

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	Probit	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Renda Mínima	-0,003 (0,042)	-0,019 (0,042)	-0,014 (0,067)	0,036 (0,030)
R ² ajustado	0,369	.	.	.
N	3,688	875	3.673	3,673

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

TABELA 4B

Probabilidade de estar empregado – mulheres beneficiárias

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a 70 R\$ <i>per capita</i>)	Probit	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Renda Mínima	-0,094** (0,043)	0,041 (0,072)	-0,092** (0,044)	-0,061 (0,039)
R ² ajustado	0,175	.	.	.
N	3.813	995	3.813	3.815

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia e controles estaduais.

Para as mulheres, conforme se vê na tabela 4B, os resultados parecem ser um pouco mais conclusivos em termos de “direção”, mas também não são significativos quando consideramos o método de *propensity score*. Os resultados das estimações pelo método MQO (redução de 9,4 p.p.) e *probit* (redução de 9,2 p.p.) também apontam para a mesma direção e são significativos. Já pelo método de *propensity score*, temos que mulheres residentes em domicílios que recebem o Renda Mínima apresentam uma probabilidade de cerca de 6 p.p. menor de estar empregada, não significativo, resultado que sugere não haver robustez nas estimações. Uma possível razão para as estimações do MQO e *probit* estarem acima (em termos absolutos) do *propensity score* pode se dever à heterogeneidade dos agentes. Estes métodos podem estar capturando uma característica dos agentes que pode diferir muito para a amostra de beneficiários como um todo. Esta característica pode ser o próprio esforço na procura do trabalho ou mesmo a rede de contatos (*network*) que pode facilitar a entrada no mercado de trabalho. Ao considerarmos o *propensity score*, tornamos a amostra de comparação mais próxima, e então obtemos um efeito menor em termos absoluto e também não significativo.

Por fim, as tabelas 5A e 5B apresentam os resultados referentes à resposta dos trabalhadores cujos domicílios são beneficiários no que diz respeito ao número de horas trabalhadas. Pela tabela 5A notamos que, para homens residentes em domicílios que recebem o Renda Mínima, o número de horas trabalhadas no ano é estimado como sendo superior em relação ao valor estimado para homens residentes em domicílios beneficiários do Bolsa Escola. Ao considerarmos o efeito médio pelos métodos de *propensity score* e Heckman, estimamos um aumento em torno de 4%, o que corresponde a um aumento de, aproximadamente, 45 horas no ano. Novamente a estimativa pelo método de MQO está acima desses métodos (*propensity score* e Heckman) enquanto o método de regressão descontínua permanece não significativo.¹¹

11. Note-se que os resultados com o método de regressão descontínua são sempre não significativos.

TABELA 5A

Horas de trabalho por ano – homens beneficiários

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	Heckman
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Renda	0,083	-0,116	0,0256	0,059
Mínima	(0,062)	(0,134)	(0,052)	(0,045)
R ² ajustado	0,142	0,003	0,002	.
N	721	278	716	3.673

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

TABELA 5B

Horas de trabalho por ano – mulheres beneficiárias

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	Heckman
	coef./ep.	coef./ep.	coef./ep.	coef./ep.
Recebe o renda	-0,179	-0,339	-0,1289	0,058
Mínima	(0,144)	(0,233)	(0,116)	(0,045)
R ² ajustado	0,100	0,106	0,011	.
N	973	218	966	3.673

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, participação no mercado de trabalho, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia, controles estaduais.

Os resultados para mulheres beneficiárias são ainda menos conclusivos. Além de não apresentarem significância estatística considerando qualquer dos métodos, o sinal estimado não parece ser robusto. Os métodos de MQO, regressão descontínua e *propensity score* apontam que mulheres beneficiárias do Renda Mínima trabalham menos horas que beneficiárias do Bolsa Escola. Este efeito pode ser uma redução de 30% nas horas trabalhadas, que corresponde a 190 horas/ano (regressão descontínua) até uma redução de 12%, o que corresponde a 72 horas/ano pelo método do *propensity score*. Novamente, parece que a heterogeneidade dos agentes está capturando a sobre-estimação do parâmetro de interesse pelos métodos de MQO e regressão descontínua comparativamente ao método do *propensity score*. Já na estimação pelo método de Heckman, temos a inversão do sinal ainda não significativo. Como este método supõe que a decisão de trabalhar é endógena, podemos sugerir que os outros métodos estavam capturando em parte a decisão de trabalhar. Condição a esta decisão, beneficiárias do Renda Mínima podem até trabalhar mais que as correspondentes do Bolsa Escola. De qualquer forma, este resultado não é estimado de forma precisa, não sendo significativo.

Ou seja, nossos resultados sugerem que, condicionado no fato de residir em domicílios beneficiários, não há diferença estatística na relação entre a probabilidade de estar empregado(a) e o número de horas trabalhadas no ano e a relação para

beneficiários do Bolsa Escola ou do Renda Mínima, tanto para homens quanto para mulheres.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho tem como objetivo avaliar se há mudança de comportamento, em termos de oferta de trabalho (probabilidade de estar empregado e número de horas trabalhadas), entre os membros adultos da família por receberem benefícios condicionais ou não.

Consideramos a seguinte estratégia para identificar os resultados consistentes. No que diz respeito à estimação sobre *horas trabalhadas* consideramos consistentes as estimações usadas pelo método de *propensity score* e o método de Heckman (1979) conjuntamente. Por outro lado, quando a variável dependente for a probabilidade de estar empregado, consideramos robustas as estimações com significância estatística realizadas pelo *propensity score*.

Considerando os dados da POF de 2002-2003, que permitem identificar que tipo de benefício os indivíduos recebem, comparativamente aos não beneficiários, nossos resultados apontam que mulheres cujo domicílio recebe Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada (7 p.p. em média abaixo). Ainda, homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola apresentam maior probabilidade de estarem empregados (2 p.p. em média acima), no entanto, uma vez no mercado de trabalho estão associados a um menor número de horas de trabalho no ano (3% a menos).

Estes resultados podem ser contrastados com os resultados encontrados por Foguel e Barros (2010). Os autores encontram pequeno efeito na taxa de participação dos adultos homens e um pequeno efeito negativo no número de horas trabalhadas das mulheres. No entanto, os autores consideram dados agregados para os municípios. Tavares (2008), por outro lado, encontra a existência de um efeito renda associado ao valor do benefício, uma vez que quanto maior a transferência recebida, menor o engajamento da mãe no mercado de trabalho.

Já quando restringimos a comparação apenas entre beneficiários (homens ou mulheres), não encontramos diferença na resposta no mercado de trabalho entre beneficiários do Bolsa Escola *versus* beneficiários do Renda Mínima.

Algumas considerações devem ser ressaltadas. Primeiro, os resultados encontrados estão vinculados ao uso da base de dados em *cross-section*, o que impossibilita o argumento de relação causal entre programas de transferência e oferta de trabalho. Segundo, parte dos programas de transferência do Renda Mínima encontrado nas capitais dos estados pode apresentar condições semelhantes às impostas pelo Bolsa Escola no período, o que enfraquece a comparação entre os beneficiários e talvez

esteja relacionada ao resultado que encontramos de ausência de diferença estatística no comportamento de ambos os grupos de beneficiários. Terceiro, nosso banco de dados, POF, pergunta aos indivíduos quantos meses trabalharam no período de 12 meses e não o número de horas por semana, como faz a PNAD. Isto sugere que estamos capturando a decisão do indivíduo de quantos meses no ano ele trabalha, o que inclui desemprego no período. Estas pessoas beneficiárias do Renda Mínima talvez o recebam por não ter emprego estável. Isto reforça que o que estamos medindo aqui se refere apenas à correlação entre as variáveis (receber tratamento e trabalho no mercado), e que qualquer sugestão de política pública pode ser precipitada.

Em resumo, não encontramos diferença no comportamento no mercado de trabalho (probabilidade de estar empregado e número de horas trabalhadas no ano) entre beneficiários, e um pequeno efeito negativo na probabilidade de estar empregado para as mulheres beneficiárias do Renda Mínima e positivo para homens beneficiários do Bolsa Escola. Ainda para esses beneficiários homens, uma vez trabalhando, encontramos pequeno efeito negativo no número de horas trabalhadas ao longo do ano.

Finalmente, futuros estudos com o objetivo de comparar a resposta dos agentes quando defrontados com diferentes programas de transferência podem ser executados de forma mais elaborada, se dados longitudinais ou experimentais estiverem à disposição.

ABSTRACT

This paper aims to estimate whether beneficiaries of unconditional transfer programs such as Renda Mínima are associated differently in terms of labor supply decision comparatively to beneficiaries of conditional cash transfer programs, Bolsa Escola. Considering Heckman's (1979) procedure, propensity score matching and using POF 2002-2003 data set, which allows us to identify the characteristic of the benefit, comparatively to non-beneficiaries, our results suggest that women beneficiaries of Renda Mínima are associated with a lower probability to be employed (7 p.p.). Last, men whose domicile receives Bolsa Escola presents higher probability to participate in the market (2 p.p.), however once in the market they seem to work less hours (3%). We do not find evidence for difference in labor supply response among beneficiaries of these two programs.

REFERÊNCIAS

- AVELINO, R.; MENEZES-FILHO, N. Estimação da oferta de trabalho das mulheres no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 33, n. 4, p. 639-664, 2003.
- AZNAR, G. Pour un revenu de vagabondage. *La Revue du M.A.U.S.S.*, Paris, LaDécouverte, n. 7, p. 291-296, 1^o semestre, 1996.
- BESLEY, T.; COATE, S. Public provision of private goods and the redistribution of income. *American Economic Review*, v. 81, p. 979-984, 1991.

_____. Workfare versus welfare: incentive arguments for work requirements in poverty-alleviation programs. *American Economic Review*, v. 82, p. 249-261, 1992.

_____. The design of income maintenance programs. *Review of Economics Studies*, v. 62, p. 187-221, 1995.

BLACKORBY, C.; DONALDSON, D. Cash versus kind, self-selection and efficient transfers. *American Economic Review*, v. 78, p. 691-700, 1988.

BLUNDELL, R.; DUNCAN, A.; MEGHIR, C. Estimating labour supply responses to tax reform. *Econometrica*, v. 66, p. 827-861, 1998.

_____; MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). *Handbook of labor economics*. v. 3a. Amsterdam: Elsevier, 1999. p. 1.559-1.693.

BURTHEIS, G.; HAUSMAN, J. A. The effect of taxation on labor supply: evaluating the gary negative income tax experiment. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 1.103-1.130, Dec. 1978.

CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. *Labor economics*. MIT Press, 2004.

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

CARDOSO, E.; SOUZA, A. P. *The impact of conditional cash transfers on child labor supply and school attendance*. 2003. Mimeografado.

CONWAY, K. S. Labor supply, taxes, and government spending: a microeconomic analysis. *The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 1, p. 50-67, Feb. 1997.

CORAGGIO, J. L. Da economia dos setores populares à economia do trabalho. Questões debatidas. In: KRAYCHETE, G.; LARA, F.; COSTA, B. (Org.). *Economia dos setores populares: entre a realidade e a utopia*. Petrópolis: Vozes, 2000.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32. *Anais...* João Pessoa, PB: ANPEC, 07 a 10 dez. 2004.

DAS, J.; DO, Q.; OZLER, B. *Conditional cash transfer and the equity-efficiency debate*. World Bank, 2004 (Research Working Paper, Working Paper Series, n. 3.280).

DAVANZO, J.; TRAY, D. N.; GREENBERG, D. H. The sensitivity of male labor supply estimates to choice of assumptions. *The Review of Economics and Statistics*, v. 58, n. 3, p. 313-325, Aug. 1976.

EUZÉBY, C. *Le revenu minimum garanti*. Paris: La Découverte, 1991 (Collection Repères).

FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos coletivos: uma ampliação para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35. *Anais...* Recife, PE: ANPEC, 2007.

FERNANDES, R. *et al.* A importância da estrutura familiar e do engajamento no mercado de trabalho na determinação da pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 2, 2002.

FERRO, A. R.; NICOLLELA, A. C. *The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil*. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2007. Mimeografado.

- FOGUEL, M.; BARROS, R. P. de. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 2, p. 259-293, 2010.
- FRIEDMAN, M. *Capitalism and freedom*. Chicago: University of Chicago Press, 1972.
- GAHVARI, F.; MATTOS, E. Conditional cash transfer, public provision of private goods and income redistribution. *American Economic Review*, Mar. 2007.
- GALASSO, E.; RAVALLION, M. Decentralized targeting of an anti poverty program. *Journal of Public Economics*. Forthcoming.
- GREEN, D. *et al.* Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labor supply. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, July/Sept. 1990.
- GUERON, J. Work and welfare: lessons on employment programs. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 79-98, 1990.
- GWARTNEY, J.; STROUP, R. Labor supply and tax rates: a correction of the record. *The American Economic Review*, v. 73, n. 3, p. 446-451, 1983.
- HANDLER, J.; BABCOCK, A. The failure of workfare: another reason for a basic income guarantee. *Basic Income Studies*, v. 1, n. 1, p. 1-21, 2006.
- HECMAN, J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator of such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 5, p. 475-492, 1976.
- _____. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, p. 153-161, 1979.
- _____. What has been learned about labor supply in the past twenty years? *The American Economic Review*, v. 83, n. 2, p. 116-121, May 1993. Papers and Proceedings of the Hundred and Fifth Annual Meeting of the American Economic Association.
- IMBENS, G.; LEMIEUX, T. *Regression discontinuity designs: a guide to practice*. National Bureau of Economic Research, Apr. 2007 (Working Paper, n. 13.039).
- KAUFMAN, B.; HOTCHKISS, J. *The economics of labor markets*. 7. ed. Thomson South-Western, 2006.
- KOSTERS, M. *Effects on an income tax on labor supply*. Washington, D.C., 1967.
- LAVINAS, L.; VARSANO, R. *Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza*. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 534).
- LEBLANC, G. Optimal income maintenance and the unemployable. *Journal of Public Economic Theory*, v. 6, n. 3, p. 509-535, 2004.
- LUNDBERG, S. Labor supply of husbands and wives: a simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 2, p. 224-235, May 1988.
- MACURDY, T.; GREEN, D.; PAARSCH, H. Special issue on taxation and labor supply in industrial countries. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, 1990.
- MATTOS, E.; PONCZEK, V. Estigma, oferta de trabalho e formação de capital humano: evidências para beneficiários de programas de transferência no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, ago. 2009.

MENEZES-FILHO, N. A.; SCORZAFAVE, L. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.

MOFFITT, R. A. An economic model of welfare stigma. *American Economic Review*, v. 73, p. 1.023-1.035, 1983.

_____. *The negative income tax and the evolution of U.S. welfare policy*. 2003 (NBER Working Paper, n. 9.751).

MROZ, A. T. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, v. 55, n. 4, p. 765-799, 1987.

PAZELLO, E. A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho? Um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 507-538, 2006.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. Motherhood and women in the labor market: different behaviors between women with and without children – an evidence for Brazil. *In: LACEA's Annual Meeting*, 10. Paris: LACEA, 2005.

_____. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32. *Anais...* João Pessoa, PB: ANPEC, 2004.

PYNIDYCK, R.; RUBINFELD, D. *Econometria: modelos e previsões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

RANSOM, M. R. The labor supply of married men: a switching regressions model. *Journal of Labor Economics*, v. 5, n. 1, p. 63-75, Jan. 1987.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. *Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa Escola sobre os gastos das famílias brasileiras*. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34. *Anais...* Salvador, BA: ANPEC, 2006.

ROSENBAUM, P.; DONALD, R. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, p. 41-55, 1983.

SAEZ, E. Optimal income transfer programs: intensive versus extensive labor supply responses. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 3, p. 1.039-1.073, 2002.

SKOUFIAS, E.; Di MARO, V. Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty. *Impact Evaluation Series*, n. 5, 2006 (Working Paper Series, n. 3.973-IE).

SUPLICY, E.; BUARQUE, C. Garantia de renda mínima para erradicar a pobreza: o debate e a experiência brasileiros. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 11, n. 30, 1997.

TAVARES, P. Efeito do programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 36. *Anais...* Salvador, BA: ANPEC, 2008.

VAN DER KLAUW, W. Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: a regression-discontinuity approach. *International Economic Review*, v. 43, n. 4, p. 1.249-1.287, Nov. 2002.

WOOLDRIDGE, J. *Solutions manual and supplementary materials for econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- AZNAR, G. Pour un revenu de vagabondage. *La Revue du M.A.U.S.S.*, Paris, LaDécouverte, n. 7, p. 291-296, 1^o semestre, 1996.
- BESLEY, T.; COATE, S. Public provision of private goods and the redistribution of income. *American Economic Review*, v. 81, p. 979-984, 1991.
- BLACKORBY, C.; DONALDSON, D. Cash versus kind, self-selection and efficient transfers. *American Economic Review*, v. 78, p. 691-700, 1988.
- BLUNDELL, R.; MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). *Handbook of labor economics*. v. 3a. Amsterdam: Elsevier, 1999. p. 1.559-1.693
- _____ ; DUNCAN, A.; MEGHIR, C. Estimating labour supply responses to tax reform. *Econometrica*, v. 66, p. 827-861, 1998.
- BURTHEIS, G.; HAUSMAN, J. A. The effect of taxation on labor supply: evaluating the gary negative income tax experiment. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 1.103-1.130, Dec. 1978.
- CORAGGIO, J. L. Da economia dos setores populares à economia do trabalho. Questões debatidas. In: KRAYCHETE, G.; LARA, F.; COSTA, B. (Org.). *Economia dos setores populares: entre a realidade e a utopia*. Petrópolis: Vozes, 2000.
- URI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32. *Anais...* João Pessoa, PB: ANPEC, 07 a 10 dez. 2004.
- DAS, J.; DO, Q.; OZLER, B. *Conditional cash transfer and the equity-efficiency debate*. World Bank, 2004 (Research Working Paper, Working Paper Series, n. 3.280).
- FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos coletivos: uma ampliação para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35. *Anais...* Recife, PE: ANPEC, 2007.
- FRIEDMAN, M. *Capitalism and freedom*. Chicago: University of Chicago Press, 1972.
- GALASSO, E.; RAVALLION, M. Decentralized targeting of an anti poverty program. *Journal of Public Economics*. Forthcoming.
- GREEN, D. *et al.* Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labor supply. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, July/Sept. 1990.
- GUERON, J. Work and welfare: lessons on employment programs. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 79-98, 1990.
- GWARTNEY, J.; STROUP, R. Labor supply and tax rates: a correction of the record. *The American Economic Review*, v. 73, n. 3, p. 446-451, 1983.
- HANDLER, J.; BABCOCK, A. The failure of workfare: another reason for a basic income guarantee. *Basic Income Studies*, v. 1, n. 1, p. 1-21, 2006.
- HECMAN, J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator of such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 5, p. 475-492, 1976.
- KOSTERS, M. *Effects on an income tax on labor supply*. Washington, D.C., 1967.
- LAVINAS, L.; VARSANO, R. *Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza*. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 534).

- LEBLANC, G. Optimal income maintenance and the unemployable. *Journal of Public Economic Theory*, v. 6, n. 3, p. 509-535, 2004.
- LUNDBERG, S. Labor supply of husbands and wives: a simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 2, p. 224-235, May 1988.
- MACURDY, T.; GREEN, D.; PAARSCH, H. Special issue on taxation and labor supply in industrial countries. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, 1990.
- MOFFITT, R. A. An economic model of welfare stigma. *American Economic Review*, v. 73, p. 1.023-1.035, 1983.
- _____. *The negative income tax and the evolution of U.S. welfare policy*. 2003 (NBER Working Paper, n. 9.751).
- MROZ, A. T. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, v. 55, n. 4, p. 765-799, 1987.
- PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. Motherhood and women in the labor market: different behaviors between women with and without children – an evidence for Brazil. In: LACEA's Annual Meeting, 10. Paris: LACEA, 2005.
- PYNIDYCK, R.; RUBINFELD, D. *Econometria: modelos e previsões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.
- RANSOM, M. R. The labor supply of married men: a switching regressions model. *Journal of Labor Economics*, v. 5, n. 1, p. 63-75, Jan. 1987.
- RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. *Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa Escola sobre os gastos das famílias brasileiras*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34. *Anais...* Salvador, BA: ANPEC, 2006.
- ROSENBAUM, P.; DONALD, R. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, p. 41-55, 1983.
- SKOUFIAS, E.; Di MARO, V. Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty. *Impact Evaluation Series*, n. 5, 2006 (Working Paper Series, n. 3.973-IE).
- SUPLICY, E.; BUARQUE, C. Garantia de renda mínima para erradicar a pobreza: o debate e a experiência brasileiros. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 11, n. 30, 1997.
- WOOLDRIDGE, J. *Solutions manual and supplementary materials for econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

(Originais submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em julho de 2010. Aprovada em agosto de 2010).

APÊNDICE: TABELAS

A tabela A.1 apresenta e descreve os principais programas redistributivos em efeito no Brasil e busca apontar que existem atualmente diversos programas redistributivos em operação.

TABELA.A.1

Programas redistributivos nacionais – 2004

Nome do programa	Abrangência	Objetivo	Benefício	Condições	Público alvo
Bolsa Família	Nacional	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	“Básico” de R\$ 50,00 para famílias com renda <i>per capita</i> (incondicional - Renda Mínima) até R\$ 50,00 e “Variável” (antigo Bolsa Escola) de R\$ 15,00 para cada criança até 15 anos, gestante ou nutriz que compõem a família, sendo o valor máximo do benefício igual a	a) Crianças de 6 a 15 anos matriculadas em instituição de ensino regular. b) Frequência de no mínimo 85% da carga horária mensal. c) Informar de imediato qualquer mudança de instituição de ensino. d) Inscrever-se no pré-natal e comparecer às consultas na unidade de saúde. e) Participar de atividades educativas ofertadas pela unidade de saúde. f) Manter carteira de vacinações atualizada. g) Levar criança à unidade de saúde para acompanhamento nutricional.	a) Famílias com renda <i>per capita</i> de até R\$ 60,00; b) Famílias com renda <i>per capita</i> entre R\$ 60,01 e R\$ 120,00.
Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti)	Nacional	Erradicar o trabalho infantil.	B. Rural: R\$ 25,00. B. Urbana: R\$ 40,00.	a) Matrícula filhos na escola. b) Garantir frequência à jornada ampliada.	Famílias de crianças e adolescentes envolvidos com trabalho precoce.
Benefício de Prestação Continuada	Nacional	Fornecer assistência ao idoso e ao deficiente.	Salário mínimo.	a) Parecer médico confirmando deficiência física. b) Renda <i>per capita</i> inferior a 1/4 do salário mínimo vigente. c) Não estar recebendo previdência social.	a) Idosos a partir de 65 anos; b) Famílias com deficientes.
Agente Jovem	Nacional	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	Bolsa de R\$ 65,00.	a) Prioritariamente esteja fora da escola. b) Renda <i>per capita</i> de até 1/2 salário mínimo. c) Prioritariamente tenham participado de outro programa.	Jovens vulnerabilizados pela pobreza e pela exclusão social, na faixa etária de 15 a 17 anos.

(continua)

(continuação)	Nome do programa	Abrangência	Objetivo	Benefício	Condições	Público alvo
	Cheque Cidadão	Estadual (RU)	Segurança alimentar.	Cupom de R\$ 50,00 p/ idosos e R\$ 100,00 p/ os outros.	Renda <i>per capita</i> inferior a 1/3 do salário mínimo vigente.	a) Famílias com crianças em idade escolar; b) Pessoas portadoras de deficiência física; c) Idosos a partir de 60 anos.
	Ação Jovem	Estadual (SP)	Educação e inclusão social.	Bolsa de R\$ 60,00 por mês.	a) Ensino fundamental e/ou médio incompletos. b) Renda familiar de até 2 salários mínimos. c) Ter domicílio nos setores censitários de alta vulnerabilidade e concentração de pobreza.	Jovens de 15 a 24 anos, em vulnerabilidade social.
	Renda Cidadã	Estadual (SP)	Desenvolvimento da cidadania e inclusão social.	R\$ 60,00 por mês.	a) Renda mensal <i>per capita</i> de até R\$ 100,00. b) Comprovar frequência escolar das crianças entre 6 e 15 anos. c) Participar das ações desenvolvidas pelo município. d) Manter a carteira de vacinação atualizada. e) Residente no município há 2 anos.	Famílias em situação de risco social residentes em bolsões de pobreza.
	Família Cidadã	Estadual (SP)	Desenvolvimento da cidadania e inclusão social.	...	a) Renda familiar <i>per capita</i> de até 1/2 salário mínimo. b) Crianças e/ou adolescentes de até 16 anos ou idosos.	Famílias com crianças e adolescentes até 16 anos e/ou idosos em situação de vulnerabilidade social.

(continua)

(continuação)	Nome do programa	Abrangência	Objetivo	Benefício	Condições	Público alvo
Estação Futuro	Estadual (PE)	Desenvolvimento da cidadania e inclusão social.	Bolsa-Auxílio no valor de R\$ 100,00.	...	<p>a) Ser residente e domiciliado no município de São Paulo há 2 anos.</p> <p>b) Ter renda <i>per capita</i> de até 1/2 salário mínimo nacional.</p> <p>c) Ter filhos e/ou dependentes, sendo pelo menos um deles com idade inferior a 16 anos.</p> <p>d) Estarem os filhos e/ou dependentes com idade entre 7 e 15 anos de idade matriculados em escola pública, com frequência escolar igual ou superior a 85%.</p>	Jovens de 16 a 21 anos que utilizam a rua como estratégia de moradia ou sobrevivência, de forma permanente ou eventual.
Renda Mínima	Municipal (SP)	Desenvolvimento da cidadania e inclusão social.	Em média R\$ 113,00 por família.			Famílias com renda <i>per capita</i> inferior a 1/2 salário mínimo e com filhos na faixa etária de 0-15 anos de idade.
Renda Mínima	Municipal (Campinas)	Desenvolvimento da cidadania e inclusão social.	...		<p>a) Famílias com filhos de 0 a 16 anos.</p> <p>b) Morar no município no mínimo há 4 anos.</p> <p>c) Renda mensal <i>per capita</i> inferior a R\$ 35,00.</p>	Famílias com filhos de 0 a 16 anos.

Fonte: IBGE.
Elaboração própria.

TABELA A.2A

Probabilidade de estar empregado – homem

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	Probit	Prop. score	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,011** (0,005)	-0,003 (0,016)	0,044** (0,019)		
Anos_estudo^2	-0,000 (0,001)	0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)		
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		
Idade	0,171*** (0,005)	0,155*** (0,012)	0,568*** (0,019)		
Idade^2	-0,004*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,013*** (0,001)		
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)		
Moradia_ruim	0,028*** (0,008)	0,026 (0,028)	0,151*** (0,037)		
Tamanho da família	-0,004*** (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,014*** (0,005)		
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000*** (0,000)		0,000*** (0,000)		
Solteiro	0,311*** (0,016)	0,285*** (0,028)	0,960*** (0,049)		
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)		
Varição do PIB por estado	0,132*** (0,037)	-0,402** (0,190)	0,517*** (0,146)		
Gini	0,432*** (0,077)	0,792*** (0,271)	1,712*** (0,290)		
Proporção população rural	-0,031* (0,018)	0,008 (0,046)	-0,106 (0,068)		
Dummy_amarelo	-0,073 (0,055)	0,069 (0,204)	-0,238 (0,188)		
Dummy_indígena	-0,046 (0,050)	0,005 (0,072)	-0,192 (0,189)		
Dummy_negro	0,044*** (0,013)	0,032 (0,036)	0,179*** (0,051)		
Dummy_acesso a banco	0,015* (0,009)	-0,107** (0,045)	0,077** (0,036)		
Recebe o Renda Mínima	-0,023 (0,044)	-0,053 (0,084)	-0,043 (0,060)		0,012 (0,045)
Recebe o Bolsa Escola	0,010 (0,007)	0,008 (0,017)	0,018* (0,011)	0,031*** (0,013)	
Casado	0,535*** (0,016)	0,646*** (0,029)	1,940*** (0,056)		
Constante	-2,116*** (0,070)	-2,068*** (0,203)	-8,715*** (0,278)	0,591*** (0,002)	0,600*** (0,002)
R ² ajustado	0,346	0,366	0,304	0,002	0,000
N	45.850	6.735	45.850	44.660	42.367

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

TABELA A.2B

Probabilidade de estar empregada – mulher

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 per capita)	Probit	Prop. score	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,008 (0,006)	0,034*** (0,013)	0,027 (0,018)		
Anos_estudo^2	0,001 (0,001)	-0,003 (0,003)	0,003 (0,003)		
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		
Idade	0,103*** (0,005)	0,065*** (0,011)	0,337*** (0,017)		
Idade^2	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,007*** (0,001)		
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)		
Moradia_ruim	0,025*** (0,009)	0,042* (0,022)	0,094*** (0,025)		
Tamanho da família	-0,008*** (0,002)	-0,002 (0,004)	-0,022*** (0,005)		
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)		
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)		
Variação do PIB por estado	0,164*** (0,042)	0,200 (0,161)	0,474*** (0,125)		
Gini	0,070 (0,084)	0,969*** (0,231)	0,189 (0,251)		
Proporção população rural	0,012 (0,020)	-0,019 (0,046)	0,061 (0,060)		
Dummy_amarelo	-0,152*** (0,054)	-0,081 (0,172)	-0,470*** (0,171)		
Dummy_indígena	0,047 (0,051)	0,034 (0,119)	0,163 (0,164)		
Dummy_negro	0,091*** (0,015)	0,135*** (0,035)	0,278*** (0,044)		
Dummy_acesso a banco	0,082*** (0,011)	-0,051* (0,029)	0,229*** (0,031)		
Recebe o Renda Mínima	-0,072** (0,034)	0,035 (0,065)	-0,08* (0,046)		-0,071* (0,037)
Recebe o Bolsa Escola	0,013 (0,009)	0,010 (0,016)	0,012 (0,011)	0,011 (0,011)	
Casada	0,199*** (0,019)	(dropped)			
Solteira		-0,286*** (0,062)			
Constante	-1,073*** (0,070)	-0,971*** (0,179)	-5,049*** (0,237)	0,370*** (0,002)	0,372*** (0,002)
R ² ajustado	0,179	0,092	0,143	0,001	0,000
N	49.948	7.373	49.948	48.092	44.967

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

TABELA A.3A

Horas trabalhadas – homem

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>	Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio 1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./se.
Anos_estudo	0,019** (0,008)	0,024 (0,022)			0,016*** (0,002)	0,031*** (0,011)
Anos_estudo^2	-0,000 (0,001)	-0,004 (0,005)			-0,001*** (0,000)	-0,003 (0,002)
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)				0,000** (0,000)
Idade	0,048*** (0,010)	0,063** (0,028)			0,002 (0,003)	0,478*** (0,011)
Idade^2	-0,001*** (0,000)	-0,001* (0,001)			0,000 (0,000)	-0,011*** (0,000)
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)				0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	0,001 (0,009)	0,020 (0,028)			0,009 (0,006)	0,108*** (0,020)
Tamanho da família	-0,006** (0,003)	-0,006 (0,007)			-0,001 (0,001)	-0,018*** (0,003)
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000* (0,000)				0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)
Solteiro	0,121*** (0,035)	0,209*** (0,081)			0,151*** (0,014)	
Nutrição	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Varição do PIB por estado	0,033 (0,047)	-0,054 (0,288)			-0,030 (0,039)	0,062 (0,107)
Gini	0,016 (0,091)	-0,630 (0,487)			-0,130 (0,090)	0,037 (0,229)
Proporção população rural	0,011 (0,025)	0,010 (0,089)			0,026 (0,018)	
<i>Dummy_</i> amarelo	0,066** (0,031)	-0,009 (0,170)			-0,012 (0,044)	-0,090 (0,110)
<i>Dummy_</i> indígena	0,010 (0,048)	0,211*** (0,058)			-0,018 (0,045)	-0,180* (0,105)

(continua)

(continuação)

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>	Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./se.
<i>Dummy_negro</i>	-0,009 (0,019)	-0,081 (0,059)			-0,027** (0,011)	0,132*** (0,029)
<i>Dummy_acesso a banco</i>	0,046*** (0,009)	0,017 (0,087)			0,050*** (0,007)	0,039* (0,021)
Recebe o Renda Mínima	0,025 (0,041)	-0,033 (0,114)		-0,011 (0,047)	0,037 (0,032)	0,090 (0,085)
<i>Dummy_be_fam1</i>	-0,021 (0,014)	0,011 (0,022)	-0,042*** (0,018)		-0,019** (0,008)	0,079*** (0,020)
<i>Dummy_homem_cas</i>	0,180*** (0,036)	0,269*** (0,082)			0,108*** (0,018)	1,258*** (0,021)
Número filho 0 a 10 anos						-0,083*** (0,008)
_cons	6,549*** (0,131)	6,562*** (0,456)	7,432*** (0,003)	7,431*** (0,003)	7,276*** (0,079)	-5,950*** (0,179)
Razão de Mills					-0,194*** (0,022)	
R ² ajustado	0,056	0,055	0,001	0,001		
N	26.178	3.143	26.098	25.432		45.850

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

TABELA A.3B

Horas trabalhadas – mulher

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>	Heckman	
	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Estágio 2 Coef./ep.	Estágio 1 Coef./ep.
Anos_estudo	0,010 (0,014)	0,031 (0,047)			0,015*** (0,002)	0,065*** (0,011)
Anos_estudo^2	0,003* (0,002)	0,003 (0,008)			-0,001*** (0,000)	-0,007*** (0,002)
Anos_estudo^3	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)				0,000*** (0,000)
Idade	0,083*** (0,015)	0,110** (0,053)			-0,001 (0,004)	0,458*** (0,011)
Idade^2	-0,002*** (0,000)	-0,002 (0,002)			0,000 (0,000)	-0,009*** (0,000)
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)				0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	-0,011 (0,015)	-0,052 (0,061)			-0,005 (0,007)	0,268*** (0,018)
Tamanho da família	-0,003 (0,004)	0,001 (0,012)			-0,001 (0,002)	-0,041*** (0,003)
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000 (0,000)				0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)
Solteiro	<i>(dropped)</i>					
Nutrição	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Variação do PIB por estado	-0,024 (0,066)	-0,106 (0,403)			-0,031 (0,039)	0,076 (0,103)
Gini	0,004 (0,147)	0,761 (0,839)			-0,126 (0,091)	-0,030 (0,219)
Proporção população rural	0,148*** (0,042)	0,454** (0,178)			0,022 (0,018)	
<i>Dummy_</i> amarelo	0,042 (0,039)	0,244* (0,128)			-0,008 (0,044)	-0,113 (0,106)
<i>Dummy_</i> indígena	0,068 (0,072)	-0,474 (0,725)			-0,012 (0,046)	-0,278*** (0,100)

(continua)

(continuação)

	MQO		MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)		Prop. score		Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio 1		
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.		
<i>Dummy_negro</i>	0,016 (0,024)	0,108 (0,087)			-0,030*** (0,011)	0,098*** (0,028)		
<i>Dummy_acesso a banco</i>	0,078*** (0,014)	0,184*** (0,048)			0,046*** (0,007)	0,132*** (0,020)		
Recebe o Renda Mínima	-0,303** (0,137)	-0,316 (0,289)			-0,165116 (0,116)	0,033 (0,033)	0,096 (0,081)	
Recebe o Bolsa Escola	-0,021 (0,020)	0,028 (0,051)	-0,024 (0,029)			-0,021** (0,008)	0,088*** (0,019)	
Casada	0,068*** (0,019)							
Solteira		-0,157* (0,083)						
Número filho 0 a 10 anos							0,024*** (0,007)	
Constante	5,945*** (0,196)	4,779*** (0,798)	7,377*** (0,004)	7,376*** (0,004)	7,489*** (0,100)	-5,895*** (0,172)		
Razão de Mills					-0,207*** (0,029)			
R^2 ajustado	0,077	0,116	0,002	0,001				
N	17.613	1.705	17.532	16.662			45.850	

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

TABELA A.4A

Probabilidade de estar empregado – homem beneficiário

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	Probit	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,022 (0,017)	0,013 (0,038)	0,080 (0,068)	
Anos_estudo^2	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,008)	-0,013 (0,013)	
Anos_estudo^3	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,001)	
Idade	0,126*** (0,016)	0,116*** (0,028)	0,582*** (0,072)	
Idade^2	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,001)	-0,014*** (0,002)	
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000*** (0,000)	
Moradia_ruim	0,157*** (0,037)	0,103** (0,052)	0,560*** (0,126)	
Tamanho da família	-0,006 (0,004)	-0,057*** (0,008)	-0,072*** (0,024)	
Renda familiar exclusive o entrevistado	-0,000 (0,000)		-0,000 (0,000)	
Solteiro	0,155*** (0,042)	0,183*** (0,069)	0,611*** (0,172)	
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	
Varição do PIB por estado	0,429** (0,195)	0,575 (0,542)	1,659** (0,720)	
Gini	0,963*** (0,254)	0,557 (0,645)	4,246*** (1,276)	
Proporção população rural	0,002 (0,061)	0,071 (0,103)	-0,048 (0,274)	
<i>Dummy_amarlo</i>	0,029 (0,170)	0,305* (0,176)	0,189 (0,594)	
<i>Dummy_índigena</i>	-0,252 (0,167)	0,212* (0,126)	-0,914 (0,689)	
<i>Dummy_negro</i>	-0,022 (0,045)	0,065 (0,127)	-0,113 (0,195)	
<i>Dummy_aceso a banco</i>	-0,091** (0,040)	-0,141*** (0,047)	-0,419** (0,174)	
Recebe o Renda Mínima	-0,003 (0,042)	-0,019 (0,042)	-0,014 (0,067)	0,036 (0,030)
Constante	-1,893*** (0,228)	-1,364*** (0,474)	-10,337*** (1,132)	0,191*** (0,007)
R ² ajustado	0,276	0,534	0,272	0,004
N	3.673	875	3.673	3.648

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

TABELA A.4B

Probabilidade de estar empregada – mulher beneficiária

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	Probit	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,026** (0,011)	0,002 (0,031)	0,101** (0,049)	
Anos_estudo^2	-0,003 (0,002)	0,005 (0,006)	-0,008 (0,008)	
Anos_estudo^3	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	
Idade	0,099*** (0,012)	0,083*** (0,028)	0,458*** (0,067)	
Idade^2	-0,002*** (0,000)	-0,002** (0,001)	-0,011*** (0,002)	
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)	
Moradia_ruim	0,066*** (0,021)	0,025 (0,046)	0,229*** (0,075)	
Tamanho da família	-0,015*** (0,003)	-0,051*** (0,009)	-0,065*** (0,019)	
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	
Solteira	<i>(dropped)</i>	-0,168 (0,107)	-0,516** (0,227)	
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	
Varição do PIB por estado	0,146 (0,150)	0,821** (0,409)	0,467 (0,615)	
Gini	0,117 (0,240)	1,647** (0,764)	0,261 (1,102)	
Proporção população rural	-0,025 (0,046)	-0,013 (0,107)	-0,072 (0,203)	
<i>Dummy_amarelo</i>	-0,088** (0,041)	-0,367*** (0,133)	-0,777 (0,488)	
<i>Dummy_índígena</i>	0,029 (0,048)	-0,004 (0,202)	0,099 (0,258)	
<i>Dummy_negro</i>	0,070** (0,033)	0,013 (0,067)	0,284** (0,126)	
<i>Dummy_aceso a banco</i>	-0,055* (0,030)	-0,025 (0,071)	-0,242 (0,152)	
Recebe o Renda Mínima	-0,094*** (0,043)	0,041* (0,072)	-0,092** (0,044)	-0,061 (0,039)
Casada	0,187** (0,084)			
Constante _cons	-1,075*** (0,183)	-1,460*** (0,532)	-6,276*** (1,002)	0,164*** (0,006)
R ² ajustado	0,138	0,233	0,159	0,002
N	5.559	1.331	5.559	5.560

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

TABELA A.5A

Horas trabalhadas – homem beneficiário

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 per capita)	Prop. score	Heckman	
	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Estágio 2 Coef./ep.	Estágio 1 Coef./se.
Anos_estudo	0,032 (0,028)	-0,001 (0,057)		0,004 (0,010)	-0,016 (0,041)
Anos_estudo^2	-0,001 (0,004)	0,004 (0,016)		0,000 (0,001)	0,004 (0,007)
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)			-0,000 (0,000)
Idade	0,026 (0,030)	0,021 (0,052)		0,004 (0,012)	0,491*** (0,040)
Idade^2	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)		-0,000 (0,000)	-0,012*** (0,001)
Idade^3	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	0,024 (0,043)	0,080 (0,065)		0,063** (0,031)	0,005 (0,080)
Tamanho da família	0,013** (0,006)	-0,016 (0,017)		0,009 (0,005)	0,021** (0,011)
Renda familiar exclusive o entrevistado	-0,000 (0,000)			-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Solteiro	0,578** (0,267)	0,078 (0,212)		0,265*** (0,069)	
Nutrição	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)
Variação do PIB por estado	-0,421 (0,348)	-0,331 (0,524)		-0,299 (0,223)	-0,995** (0,468)
Gini	0,925* (0,497)	-1,591* (0,858)		0,878* (0,479)	-1,513 (0,927)
Proporção população rural	-0,132 (0,106)	0,032 (0,173)		-0,109 (0,087)	
Dummy_amarelo	-0,131 (0,363)	(dropped)		-0,158 (0,361)	-0,302 (0,538)
Dummy_indígena	-0,220* (0,127)	0,205** (0,090)		-0,244 (0,155)	0,076 (0,318)

(continua)

(continuação)

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	<i>Prop. score</i>	Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio 1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./se.
<i>Dummy_negro</i>	-0,055 (0,060)	-0,130 (0,131)		-0,085* (0,045)	0,146 (0,098)
<i>Dummy_acesso a banco</i>	0,143*** (0,037)	0,035 (0,108)		0,112*** (0,043)	0,018 (0,097)
Recebe o Renda Mínima	0,083*** (0,062)	-0,116* (0,134)	0,0256 (0,052)	0,059 (0,045)	0,094 (0,097)
Casado	0,711** (0,288)	0,124 (0,195)		0,309*** (0,083)	1,232*** (0,081)
Número filho 0 a 10 anos					-0,065*** (0,022)
_cons	5,611*** (0,484)	7,991*** (0,792)	7,350*** (0,013)	6,453*** (0,368)	-5,159*** (0,672)
Razão de Mills				-0,120 (0,092)	
<i>R</i> ² ajustado	0,117	0,035	0,000		
N	1.807	466	1.805		3.637

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

TABELA A.5B

Horas trabalhadas – mulher beneficiária

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 per capita)	Prop. score	Heckman	
	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Estágio 2 Coef./ep.	Estágio 1 Coef./ep.
Anos_estudo	0,062 (0,049)	0,059 (0,165)		0,003 (0,010)	0,005 (0,039)
Anos_estudo^2	-0,005 (0,007)	-0,007 (0,034)		0,000 (0,001)	0,001 (0,007)
Anos_estudo^3	0,000 (0,000)	0,001 (0,002)			0,000 (0,000)
Idade	-0,000 (0,058)	0,039 (0,162)		0,022 (0,018)	0,451*** (0,039)
Idade^2	0,000 (0,002)	-0,001 (0,005)		-0,000 (0,000)	-0,009*** (0,001)
Idade^3	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	-0,029 (0,065)	-0,216 (0,188)		0,071** (0,031)	0,158** (0,074)
Tamanho da família	-0,008 (0,011)	0,011 (0,032)		0,007 (0,005)	-0,006 (0,010)
Renda familiar exclusive o entrevistado	-0,000 (0,000)			-0,000 (0,000)	0,000** (0,000)
Solteira	-0,073 (0,132)	<i>(dropped)</i>			
Nutrição	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)
Varição do PIB por estado	-0,161 (0,384)	-0,126 (1,058)		-0,318 (0,224)	-0,766* (0,453)
Gini	0,055 (0,741)	0,794 (2,412)		0,870* (0,480)	-0,934 (0,891)
Proporção população rural	0,094 (0,161)	0,207 (0,405)		-0,118 (0,088)	
Dummy_amarelo	-0,253 (0,194)	<i>(dropped)</i>		-0,113 (0,364)	-0,232 (0,509)
Dummy_indígena	-0,654 (0,608)	<i>(dropped)</i>		-0,233 (0,155)	0,072 (0,309)

(continua)

(continuação)

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i>)	Prop. score	Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio 1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
<i>Dummy_negro</i>	0,029 (0,108)	-0,238 (0,342)		-0,092** (0,046)	0,134 (0,096)
<i>Dummy_acesso a banco</i>	0,266*** (0,052)	0,070 (0,200)		0,117*** (0,044)	0,071 (0,093)
Recebe o Renda Mínima	-0,179 (0,144)	-0,339 (0,233)	-0,1289 (0,116)	0,058 (0,045)	0,069 (0,093)
Casada	(<i>dropped</i>)	0,436 (0,273)			
Número filho 0 a 10 anos					-0,009 (0,021)
_cons	6,846*** (0,743)	5,931*** (2,085)	7,281*** (0,020)	6,377*** (0,447)	-5,273*** (0,650)
Razão de Mills				-0,021 (0,123)	
R ² ajustado	0,070	0,035	0,002		
N	1.087	218	1.084		3.637

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

ESTRUTURA DE INTERDEPENDÊNCIA INTER-REGIONAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPACIAL DE INSUMO-PRODUTO PARA OS ANOS DE 1996 E 2002*

Fernando Salgueiro Perobelli**

Eduardo Amaral Haddad***

Gláucia Possas Mota****

Rodrigo Antônio Farinazzo*****

Este artigo tem por objetivo principal identificar e calcular a evolução das interdependências inter-regionais para a economia brasileira a partir de uma matriz interestadual de insumo-produto, para os anos de 1996 e 2002. Tais matrizes foram elaboradas pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) da Universidade de São Paulo (USP) e apresentam uma abertura para 8 setores e 27 Unidades da Federação (UFs). Este artigo busca analisar a questão das interações entre as UFs de forma ampla e para tal propõe fazê-lo em duas etapas. A etapa I será baseada no método de extração hipotética (ver DIETZENBACHER; VAN DER LINDEN; STEENGE, 1993; PEROBELLI; HADDAD; DOMINGUES, 2006) que fornecerá a estrutura das interações entre as UFs. A etapa II da pesquisa consistirá em colocar de forma explícita no modelo de insumo-produto a questão da distância que é importante para a análise das interações e que, como é sabido, não consta da metodologia de insumo-produto. Para tal, se pretende espacializar os resultados do método de extração aplicado à matriz de insumo-produto por meio do cálculo dos indicadores globais e locais de associação geográfica.

1 INTRODUÇÃO

O foco de discussão do presente trabalho é a natureza e a estrutura espacial da interdependência entre as Unidades da Federação (UFs). Portanto, este artigo busca analisar a questão das interações¹ entre as UFs de forma ampla e para tal propõe fazê-lo em duas etapas.

A etapa I é baseada no método de extração hipotética (ver DIETZENBACHER; VAN DER LINDEN; STEENGE, 1993; PEROBELLI; HADDAD; DOMINGUES,

* Os autores agradecem o financiamento da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) para o desenvolvimento desta pesquisa.

** Professor do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (CMEA-FE/UFJF), bolsista de Produtividade do CNPq e pesquisador da Rede Clima da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) e Institutos Nacionais de Ciência e Tecnologia (INCT) Mudanças Climáticas/CNPq.

*** Professor titular do Departamento de Economia da USP e bolsista de Produtividade do CNPq. Pesquisador da Rede Clima da FAPESP e INCT Mudanças Climáticas/CNPq.

**** Mestranda em Economia Aplicada da CMEA-FE/UFJF.

***** Mestrando em Engenharia – Métodos de Apoio à Decisão da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RJ).

1. No presente artigo, os termos interações, interdependência, encadeamento e comércio serão utilizados de maneira similar, ou seja, com o mesmo significado.

2006) que fornece a estrutura de interdependência de cada UF, ou seja, qual a dependência de uma UF com relação ao restante do país em termos de aquisição de insumos e vendas de produtos. Também é possível verificar questões relativas à ordem e/ou hierarquia de interdependência entre as UFs.

O método, portanto, fornece indicadores de dependência para a frente (destino da produção) e para trás (origem das compras). Nesta etapa, o processo é a extração de um setor localizado em uma região (uma de cada vez) em um modelo inter-regional de insumo-produto. Consequentemente, é possível examinar como a extração hipotética de um setor localizado em uma determinada região afeta a produção do mesmo setor ou de outro setor no restante da economia. Isso é realizado para os anos de 1996 e 2002. Assim, o método permite verificar a evolução da interdependência entre as UFs.

O método de extração aplicado à matriz de insumo-produto inter-regional para o Brasil está dentro do contexto e/ou área de pesquisa que busca identificar setores e/ou regiões estrategicamente importantes para o desenvolvimento econômico, ou seja, segue a tradição de modelagem de insumo-produto iniciada por Hirschman (1958). Um impulso neste tipo de setor e/ou região tem uma influência relativamente forte sobre a produção de outros setores e/ou regiões. Portanto, a detecção de tais setores e/ou regiões é importante em termos de formulação de política econômica.

É interessante ressaltar que ao utilizar o método de insumo-produto e, principalmente, uma matriz inter-regional de insumo-produto, é possível analisar a interdependência bilateral entre setores. Além disso, a análise de insumo-produto permite levar em conta os fluxos indiretos entre os setores e regiões. Ao analisar somente os fluxos de comércio, como no modelo gravitacional, os efeitos *feedback* e *spillovers* não são levados em consideração. Por outro lado, é importante ressaltar que relações causais não são analisadas com o método de insumo-produto.

Portanto, nesta etapa do trabalho a interdependência é definida como uma dependência bilateral entre as regiões (e setores), ou seja, como vendedores e compradores de bens e serviços. O elemento central é a venda inter-regional entre os setores. As vendas ligam de forma direta e indireta os pares de setores e/ou regiões. É possível afirmar que, quanto maiores os *linkages* maiores são as interdependências (VAN DER LINDEN, 1999).

A etapa II da pesquisa consiste em colocar de forma explícita no modelo de insumo-produto a questão da distância, que é importante para a análise das interações e, como é sabido, não consta nessa metodologia. Para tal, pretende-se espacializar os resultados do método de extração aplicado à matriz de insumo-produto, usando os indicadores globais e locais de associação geográfica, para verificar o quanto a distância importa para os resultados de interações inter-regionais e intrarregionais.

É importante ressaltar que a questão da interdependência inter-regional, ou seja, dos fluxos de compra e venda inter-regional, é tema relevante para a área de desenvolvimento regional. Esta discussão em nível das UFs e, de forma ampla, como proposto no presente artigo, permite evidenciar o grau de heterogeneidade e/ou de similaridade, em termos de encadeamento produtivo, entre as UFs e as macrorregiões brasileiras para o período de análise.

Além desta introdução, o trabalho contém uma seção de revisão de literatura. A terceira seção apresenta, de forma resumida, as metodologias necessárias para a análise ora proposta. A quarta traz os resultados e, por fim, na quinta seção, são tecidas algumas considerações finais a respeito do tema ora em tela.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Ao realizar uma revisão da literatura e verificar a existência de informações sobre os fluxos de comércio entre as regiões brasileiras, percebe-se que há uma quantidade muito pequena de trabalhos empíricos, principalmente quando a análise ocorre em nível setorial.

Em relação às questões teóricas, as informações sobre fluxos de comércio dão suporte às teorias de desenvolvimento em economia regional, como por exemplo, a Teoria da Base de Exportação, ou seja, as discussões a respeito de comércio e crescimento realizadas por North (1959), Schwartzman (1977) e Munroe e Hewing (2000).

No que tange às questões empíricas, os fluxos de uma matriz de comércio entre as UFs permitem: *i*) entender a classificação de centros produtores-exportadores; *ii*) analisar oferta e demanda; e *iii*) discutir sobre interdependência intersetorial e inter-regional (MAGALHÃES; DOMINGUES, 2007).

Assim, nesta seção se avaliam alguns trabalhos que tratam questões inerentes ao comércio inter-regional em termos brasileiros, como por exemplo, Galvão (1993), Pacheco (1998), Castro, Carris e Rodrigues (1999), Perobelli, Haddad e Domingues (2006), Vasconcelos e Oliveira (2006), Almeida e Silva (2007) e Magalhães e Domingues (2007).

No primeiro deles, Galvão (1993) analisa o comércio inter-regional e intrar-regional para os anos de 1943, 1947, 1961 e 1969. Segundo o autor, na década de 1940 e início dos anos 1950, o comércio inter-regional brasileiro ainda era muito incipiente, sendo superado pelo comércio internacional. A partir da década de 1960 houve uma considerável expansão do grau de abertura das economias regionais.

Galvão (1993), ainda em seu estudo, compara as matrizes de comércio das décadas de 1940 com as da década de 1960, enfatizando as principais mudanças ocorridas: *i*) em 1947, o comércio entre as UFs, pertencentes a macrorregiões diferentes, situava-se em torno de 20%. Já em 1961 e 1969 correspondia res-

pectivamente a 45% e 47%; *ii*) o comércio da região Norte, que se mostrava predominantemente intrarregional, passou a ter predomínio inter-regional; *iii*) o Nordeste apresentou expressiva expansão do seu grau de abertura, no qual aproximadamente 33% das exportações foram destinadas a suprir o mercado interno e cerca de 50% de suas importações eram oriundas de outras regiões mais produtivas e industrializadas; *iv*) a região Sudeste obteve um significativo aumento do seu comércio inter-regional, passando de 12% o movimento de exportações por vias internas em 1943 e 1947 para 36% em 1961; *v*) já as regiões Centro-Oeste e Sul mantiveram os mesmos padrões revelados nas décadas anteriores, isto é, um comércio inter-regional intenso, relativamente ao total de seu comércio por vias internas. Uma contribuição importante deste estudo mostra que a integração comercial entre as regiões não se deu de forma homogênea, afetando, conforme Galvão (1993, p. 277) “desigualmente as várias regiões brasileiras, e provocando efeitos diferenciados sobre o desenvolvimento das regiões periféricas”.

Entre os anos de 1975 e 1985, a maioria das regiões sofreu um decréscimo ou estagnação dos coeficientes de comércio inter-regional, de acordo com o resultado da balança comercial interestadual brasileira. Pacheco (1998) atribui esse comportamento à recessão por que a economia passava.

Castro, Carris e Rodrigues (1999), realizando um trabalho para o ano de 1985, concluem que a distribuição do comércio nacional apresentava um forte caráter de concentração espacial, devido às estruturas mais industrializadas, e que basicamente duas regiões concentravam a maior parte das relações comerciais do país.

Os autores ainda compararam os dados da matriz de comércio de 1985 às participações no Produto Interno Bruto (PIB) nacional dos estados e encontraram relações positivas entre as duas variáveis para a maior parte dos estados. No entanto, alguns estados divergiram destas relações, dentre eles: Amazonas – que apresentava baixa participação no PIB nacional (1,9%) e 2,9% das exportações interestaduais – o resultado se deve à presença da única zona franca do Brasil sediada no estado; Distrito Federal que representava 2,3% do PIB nacional e 0,6% das exportações interestaduais, este fato pode ser explicado pelos autores por esta UF ser sede do governo federal, cujo produto gerado é proveniente da administração pública, das instituições financeiras e dos serviços; já os estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul somavam 1,8% do PIB nacional e participação de 3,5% no comércio interestadual, o que é explicado pelo fato de os estados apresentarem uma economia baseada na agricultura e não disporem de indústrias desenvolvidas para o beneficiamento ou processamento de sua produção primária.

Perobelli, Haddad e Domingues (2006), aplicando o método de extração hipotética à matriz inter-regional de insumo-produto para o ano de 1996 e analisando

os efeitos para trás (*backwards effects*) e os efeitos para a frente (*forwards effects*) constroem tipologias macrorregionais do Brasil. Os autores concluem que Norte, Nordeste e Centro-Oeste integram um grupo caracterizado, fundamentalmente, por elevada dependência do Sudeste e do Sul, justificados por apresentar fluxos de comércio em estágio inicial. Em contrapartida, as regiões Sudeste e Sul formam um grupo que possui alta interdependência regional e uma incipiente dependência em relação às demais regiões brasileiras.

Vasconcelos e Oliveira (2006), realizando uma análise descritiva da pauta de exportações por atividade econômica, em 1999, para as UFs, concluem que existe uma elevada participação das transações do Estado de São Paulo com a própria região Sudeste e a região Sul (66% do total) em detrimento das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste (34% do total), corroborando a desigual distribuição da renda brasileira.

Almeida e Silva (2007), utilizando o modelo gravitacional, com a finalidade de mensurar e comparar o efeito-fronteira existente no comércio entre as regiões brasileiras e seus parceiros comerciais internacionais, concluíram que os estados brasileiros ainda se mostram pouco integrados entre si e ao comércio internacional. Ainda segundo os autores, os problemas de desigualdades produtivas e de renda no Brasil, aliados aos problemas de infraestrutura física e de transporte entre os estados, contribuem de forma significativa para essa pequena integração comercial.

Por fim, ao aplicar o modelo gravitacional a 31 grupos de atividades econômicas com vistas a captar os principais determinantes do comércio interestadual, Magalhães e Domingues (2007) concluíram que as estruturas regionais brasileiras, em termos de renda e diversificação, mostram-se bastante relacionadas com os fluxos de comércio entre os estados. Além disso, os autores ainda corroboram a hipótese de que a distância reduz as trocas comerciais, ao passo que a proximidade e a presença em uma mesma macrorregião tendem a aumentá-las.

Com o exposto anteriormente, é possível verificar que as interações inter-regionais, dentre outros fatores, são importantes ao desenvolvimento de uma região. Portanto, o presente artigo contribui para esse debate nos seguintes aspectos: *i*) traz a discussão para um período mais recente, ou seja, para o ano de 2002;² *ii*) incorpora a questão espacial sob a forma de matrizes de pesos espaciais em vez de utilizar *dummies* de fronteira ou vetores de distância simples, sendo este o procedimento adotado no modelo gravitacional; e *iii*) permite a construção de *clusters* para os setores e regiões no que se refere à estrutura de interdependência.

2. Há que se ressaltar que não existe uma série de dados para comércio inter-regional no Brasil. Geralmente utilizam-se os dados para arrecadação de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços (ICMS) – ver Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz) como sendo *proxy* para o comércio. Vasconcelos e Oliveira (2006) compilaram tais informações para o ano de 1999.

É importante salientar as principais diferenças entre o presente artigo e os trabalhos de Vasconcelos e Oliveira (2006) e Magalhães e Domingues (2007). A principal diferença está na consideração, na estrutura de insumo-produto, dos efeitos indiretos do comércio. Em outras palavras, os autores acima analisam somente a matriz de comércio, na sua forma direta, entre as UFs. Ao utilizar a estrutura de insumo-produto para a análise dos encadeamentos produtivos e/ou espacial, além dos efeitos diretos (coeficientes técnicos – matriz A), é possível tratar os efeitos de *feedback* e *spillover*, ou seja, dos encadeamentos indiretos.

Portanto, trabalhos como os de Vasconcelos e Oliveira (2006), que fazem uma análise descritiva da matriz de comércio, e de Magalhães e Domingues (2007), que fazem uso do modelo gravitacional, são uma etapa anterior ao estudo das interações em nível das UFs para o Brasil. Com o propósito de reforçar tal afirmação, Magalhães e Domingues (2007, p. 17) sugerem na conclusão do trabalho que “(...) Neste sentido, as informações do comércio interestadual fornecem uma base primária de dados para estudos que possibilitem uma apreciação mais acurada sobre o tema. Inserem-se neste contexto os modelos de comércio inter-regionais, com destaque para análise de clusters e de insumo-produto”.

Assim sendo, como afirmado anteriormente, uma das contribuições do presente artigo se insere nesse contexto, ou seja, implementar a análise de comércio e/ou encadeamentos com base numa estrutura de insumo-produto (etapa I) e de análise de *cluster* na forma espacial (etapa II).

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Este artigo, conforme exposto antes, busca analisar a questão das interações entre as UFs de forma ampla e para tal propõe que essa análise seja realizada em duas etapas. A etapa I é baseada no método de extração hipotética (ver DIETZENBACHER; VAN DER LINDEN; STEENGE, 1993; PEROBELLI; HADDAD; DOMINGUES, 2006) que fornece a estrutura das interações entre as UFs. A etapa II da pesquisa consiste em colocar de forma explícita no modelo de insumo-produto a questão da distância que é importante para a análise das interações e, como é sabido, não consta da metodologia de insumo-produto.

3.1 Método de extração

A ideia do método de extração consiste na extração hipotética e/ou imaginária de uma determinada região ou setor na estrutura de insumo-produto. Devido a essa extração, parte da demanda intermediária por bens e serviços cessará e o novo modelo fornecerá (onde o setor foi extraído) para o produto resultados menores do que o modelo original (modelo com todos os setores e regiões). Quanto menor

for o produto, maior será a interdependência. Portanto, a extração hipotética está bastante relacionada com a ideia de dependência mútua entre vendedores e compradores discutida na introdução do artigo.

O método permite analisar os efeitos que ocorreriam se os vendedores parassem de satisfazer a demanda dos compradores (dependência pela ótica das compras) ou se os compradores interrompessem as compras (dependência pela ótica das vendas).

Considere o caso geral de um modelo de insumo-produto inter-regional com N regiões e n setores produtivos em cada região.³ O modelo é dado por:

$$x = Ax + f \quad (1)$$

onde: x – é o vetor coluna de produto com nN -elementos;

A – é a matriz ($nN \times nN$) de coeficientes dos insumos; e

f – é o vetor coluna de demanda final com nN -elementos.

A solução da equação (1) será:

$$x = (I - A)^{-1} f \quad \text{ou} \quad Bf \quad (1a)$$

onde $B = (I - A)^{-1}$ é a inversa de Leontief.

A fim de analisar o processo de extração se deve considerar, no sistema de equação acima, o caso no qual há a partição dos setores (ou regiões – no caso de um sistema inter-regional) da economia de forma que k setores ($k < n$) são mostrados na parte mais alta à esquerda de uma submatriz identificada como A .¹¹ Isto é:

$$A = \begin{bmatrix} A^{11} & A^{1R} \\ A^{R1} & A^{RR} \end{bmatrix} \quad (2)$$

3. As regiões serão representadas por sobrescritos $l, j = 1, \dots, N$ e os setores por subscritos $i, j = 1, \dots, n$.

Portanto, a matriz inversa de Leontief da matriz A particionada é representada por:

$$B = (I - A)^{-1} = \begin{bmatrix} B^{11} & B^{11} A^{1R} \alpha^{RR} \\ \alpha^{RR} A^{R1} B^{11} & \alpha^{RR} (I + A^{R1} B^{11} A^{1R} \alpha^{RR}) \end{bmatrix} \quad (3)$$

onde $B^{11} = (I - A^{11} - A^{1R} \alpha^{RR} A^{R1})^{-1}$ e $\alpha^{RR} = (I - A^{RR})^{-1}$. Os vetores de demanda final e produção total também podem ser particionados de forma similar. Portanto:

$$f = \begin{bmatrix} f^1 \\ f^R \end{bmatrix} \text{ e } x = \begin{bmatrix} x^1 \\ x^R \end{bmatrix} \quad (4)$$

Assim, usando (3) e (4), o resultado de Leontief na forma particionada, (1a), será:

$$x = \begin{bmatrix} x^1 \\ x^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B^{11} & B^{11} A^{1R} \alpha^{RR} \\ \alpha^{RR} A^{R1} B^{11} & \alpha^{RR} (I + A^{R1} B^{11} A^{1R} \alpha^{RR}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f^1 \\ f^R \end{bmatrix} \quad (5)$$

A estrutura (5) permite analisar o processo de extração hipotética. Com a extração hipotética da região 1, o modelo do sistema de equação (5) será reduzido e assumirá a seguinte forma:

$$x^R - \bar{x}^R = B^{R1} f^1 + [B^{RR} - (I - A^{RR})^{-1}] f^R \quad (6a)$$

$$= (I - A^{RR})^{-1} A^{R1} B^{11} [f^1 + A^{1R} (I - A^{RR})^{-1} f^R] \quad (6b)$$

Pode-se observar que os elementos do vetor $x^R - \bar{x}^R$ mostram a interdependência entre a região 1 e as outras regiões. De acordo com Dietzenbacher, Van Der Linden e Steenge (1993), estas interdependências são fundamentalmente para trás em sua natureza. Isto pode ser mostrado, utilizando a matriz A^{R1} (cujos elementos indicam a dependência para trás de 1 em R) e A^{1R} (cujos elementos indicam a dependência para trás de R em 1).

Ao aplicar a ideia tradicional de *feedbacks* inter-regionais para a região 1, é possível afirmar que os *feedbacks* para esta região serão obtidos através da compa-

ração do produto da mesma dentro do modelo inter-regional com o produto da região 1 dentro do modelo de uma região. Na forma matemática temos:

$$x^1 - \bar{x}^1 = B^{11} f^1 + B^{1R} f^R - (I - A^{11})^{-1} f^1 \quad (7)$$

Tomando as equações (5) e (6) e mudando os superescritos 1 e R nós temos:

$$x^1 - \bar{x}^1 = (I - A^{11})^{-1} A^{1R} B^{RR} \left[f^R + A^{R1} (I - A^{11})^{-1} f^1 \right] \quad (8)$$

Com base no método de extração regional é possível afirmar que o vetor $x^1 - \bar{x}^1$ mede a dependência para trás do restante da economia em relação à região 1.

3.1.1 Efeitos para frente

Pode-se afirmar que existe dependência direta para frente de um setor (ou região) quando os outros setores (ou regiões) necessitam muito de seu produto como um insumo. Da equação contábil $x = T_e + f$, onde T é a matriz de transações intermediárias, e é um vetor coluna da forma $e = (1, 1, \dots, 1)'$, f é o vetor de demanda final e x é o vetor de produto, é possível definir $x = Ax + f$, onde $A = T\hat{x}^{-1}$.

A matriz P (matriz de produto ou matriz de alocação) é utilizada no cálculo da dependência para trás. Esta matriz pode ser definida como se segue:

$$P = \hat{x}^{-1} T \quad (9)$$

De maneira similar, a equação contábil $x' = e' T + v'$, onde v' é o vetor linha dos insumos primários, implica que:

$$x' = x' P + v' \quad (10)$$

A equação (10) pode ser reescrita como:

$$x' = v' (I - P)^{-1} = v' G \quad (11)$$

A equação (1) apresenta o modelo de insumo-produto direcionado pela demanda e a equação (10) é a forma dual da equação (1) e pode ser entendida como um modelo de insumo-produto pelo lado da oferta.

Os efeitos para a frente podem ser obtidos com base no vetor $(x^1 - \bar{x})'$. Pode-se implementar a extração (ou isolamento) de uma região. Quando a região 1 é extraída tem-se:

$$(x - \bar{x})' = [(x^1 - \bar{x}^1)', (x^R - \bar{x}^R)'] = (v^1', v^R') \left\{ \begin{bmatrix} G^{11} & G^{1R} \\ G^{R1} & G^{RR} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} (I - P^{11})^{-1} & 0 \\ 0 & (I - P^{RR})^{-1} \end{bmatrix} \right\} \quad (12)$$

Conseqüentemente, o vetor $(x^R - \bar{x}^R)'$ representará os efeitos para a frente da região 1 sobre o restante da economia e o vetor $(x^1 - \bar{x}^1)'$ representará os efeitos para frente do restante da economia sobre a região 1.

3.2 Análise espacial

O objetivo da análise espacial é descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), verificar a existência de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não estacionariedade) e identificar observações atípicas (isso é, *outliers*). A partir desses métodos, é possível extrair medidas de autocorrelação espacial e autocorrelação local (ANSELIN, 1998).

3.2.1 Autocorrelação espacial global

A autocorrelação espacial pode ser calculada através da estatística I de Moran. Essa estatística fornece a indicação formal do grau de associação linear entre os vetores de valores observados no tempo t (z_t) e a média ponderada dos valores da vizinhança, ou seja, os *lags* espaciais (Wz_t).⁴ Valores de I maiores (ou menores) do que o valor esperado $E(I) = -1/(n-1)$ significa que há autocorrelação positiva (ou negativa). Seguindo Cliff e Ord (1981), em termos formais, a estatística I de Moran pode ser expressa da seguinte forma:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_o} \right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (13)$$

onde z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média. W é a matriz de pesos espaciais: os elementos w_{ii} na diagonal são iguais a zero enquanto os elementos w_{ij} indicam a forma como a região i está espacialmente

4. Os *lags* espaciais ou defasagem espacial são obtidos pela multiplicação do vetor da variável de interesse (z_t) e a matriz de pesos espaciais (W). Em outras palavras, a variável de interesse é ponderada pelo valor dos vizinhos através da matriz de pesos espaciais.

conectada com a região j . S_o é um escalar igual à soma de todos os elementos de W .⁵ É importante ressaltar que a estatística I de Moran é uma medida global, portanto não é possível observar a estrutura de correlação espacial em nível regional.

3.2.2 Autocorrelação espacial local

Os gráficos de dispersão de Moran e os Indicadores Locais de Associação Espacial – Local Indicators of Spatial Analysis (LISAs) permitem observar a existência de *clusters* espaciais locais de valores altos ou baixos e quais as regiões que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial.

Gráficos de dispersão de Moran

Segundo Anselin (1996), o gráfico de dispersão de Moran é uma das formas de interpretar a estatística I de Moran. Em outras palavras, é uma representação do coeficiente de regressão e permite visualizar a correlação linear entre z e Wz através do gráfico de duas variáveis. No caso específico da estatística I de Moran tem-se o gráfico de Wz e z . Portanto, o coeficiente I de Moran é a inclinação da curva de regressão e esta inclinação indica o grau de ajustamento. O gráfico de dispersão de Moran é dividido em quatro quadrantes. Estes quadrantes correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as regiões e seus vizinhos.⁶

LISA

De acordo com Anselin (1995), um LISA é qualquer estatística que satisfaça a dois critérios: *i*) um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais significantes de valores similares em torno da observação (por exemplo, região); e *ii*) o somatório dos LISAs, para todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global.

Segundo Le Gallo e Ertur (2003), a estatística LISA pode ser especificada da seguinte forma:

5. A matriz de peso espacial W utilizada neste trabalho baseia-se na ideia dos k vizinhos mais próximos.

6. O primeiro quadrante (localizado na parte superior direita) mostra as regiões que apresentam altos valores para a variável em análise (por exemplo, valores acima da média) cercadas por regiões que também apresentam valores acima da média para a variável em análise. Este quadrante é classificado como alto-alto (AA).

O segundo quadrante (localizado na parte superior esquerda) mostra as regiões com valores baixos cercadas por vizinhos que apresentam valores altos. Este quadrante é geralmente classificado como baixo-alto (BA).

O terceiro quadrante (localizado no canto inferior esquerdo) é constituído pelas regiões com valores baixos para as variáveis em análise cercadas por vizinhos que também apresentam baixos valores. Este quadrante é classificado como baixo-baixo (BB).

O quarto quadrante (localizado no canto inferior direito) é formado pelas regiões com altos valores para as variáveis em análise cercadas por regiões com baixos valores. Este quadrante é classificado como alto-baixo (AB).

As regiões que estão localizadas nos quadrantes AA e BB apresentam autocorrelação espacial positiva, ou seja, estas regiões formam *clusters* de valores similares. Por outro lado, os quadrantes BA e AB apresentam autocorrelação espacial negativa, ou seja, estas regiões formam *clusters* com valores diferentes.

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_o} \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t) \text{ com } m_o = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)^2}{n} \quad (14)$$

onde $x_{i,t}$ é a observação na região i para o ano t , μ_t é a média das observações entre as regiões no ano t para a qual o somatório em relação a j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos.

A estatística pode ser interpretada da seguinte forma: valores positivos de $I_{i,t}$ significam que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos significam que existem *clusters* espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos.

4 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Análise de insumo-produto

A metodologia ora empregada permite identificar o comportamento das interdependências pela ótica das compras (efeitos para trás) e pela ótica das vendas (efeitos para a frente). Cabe ressaltar que tal análise pode ser realizada sob a ótica intrasetorial, ou seja, a estrutura de compras e vendas no setor agricultura e no setor industrial. A metodologia também permite realizar uma análise sob a ótica intersetorial, ou seja, verificar quais as interações entre a agricultura e/ou indústria e todos os demais setores da economia.

É importante ressaltar que a análise do presente artigo permite evidenciar os fluxos mais relevantes para, por exemplo, o setor agrícola localizado em uma determinada UF. Assim sendo, ao analisar as interdependências entre as UFs usando matrizes inter-regionais de insumo-produto é possível captar os efeitos globais, ou seja, os efeitos *feedback* e *spillovers*. Na presente seção, a análise dos gráficos possibilita evidenciar as ligações mais relevantes, ou seja, qual o direcionamento dos fluxos (por exemplo, intrarregionais e inter-regionais). Os resultados podem ser pensados com base na ideia de encadeamento produtivo. No caso deste artigo, os encadeamentos são medidos em termos setoriais e em termos espaciais.

4.1.1 Agropecuária⁷

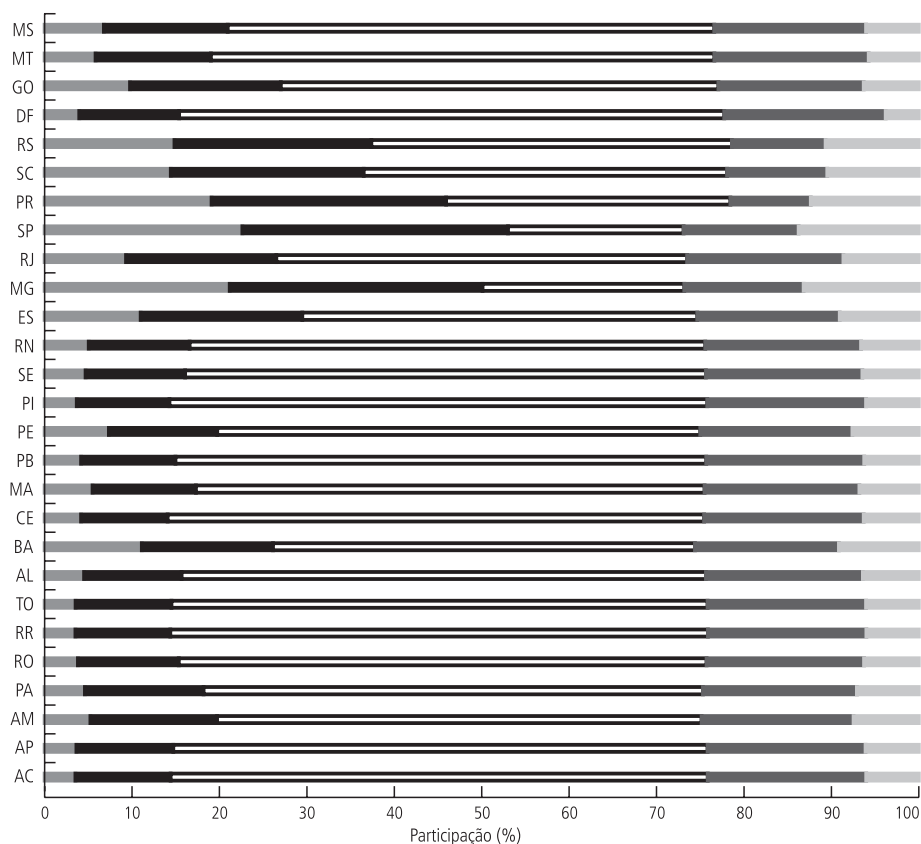
Análise sob a ótica das compras

No gráfico 1, é apresentada, no eixo horizontal, a participação percentual dos fluxos provenientes de uma determinada UF (que está representada no eixo vertical). A título de exemplo, tanto para o gráfico 1 como para os demais gráficos da seção de resultados de insumo-produto, é possível fazer a seguinte análise: no

7. Os resultados desagregados podem ser fornecidos pelos autores mediante requisição.

caso do setor agrícola e seus fluxos para os demais setores em termos de aquisição de insumos é possível perceber que para o Estado do Paraná os fluxos mais relevantes, ou seja, a maior interdependência e/ou encadeamento, em termos espaciais, ocorre

GRÁFICO 1
Agropecuária: efeitos para trás intersetoriais (BL) – 1996
 (UFs)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

com a região Sudeste, em especial com o Estado de São Paulo. É possível verificar que há uma forte interligação desta UF com as demais unidades localizadas nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

A análise do gráfico 1 permite evidenciar alguns padrões da relação de aquisição de insumos por parte da agricultura com origem nos demais setores da economia. É possível perceber que, para a grande maioria dos estados da região Norte e Nordeste, os fluxos mais relevantes (em termos de aquisição de insumos) são em direção aos estados do Sul e do Sudeste. Em termos macrorregional, é possível

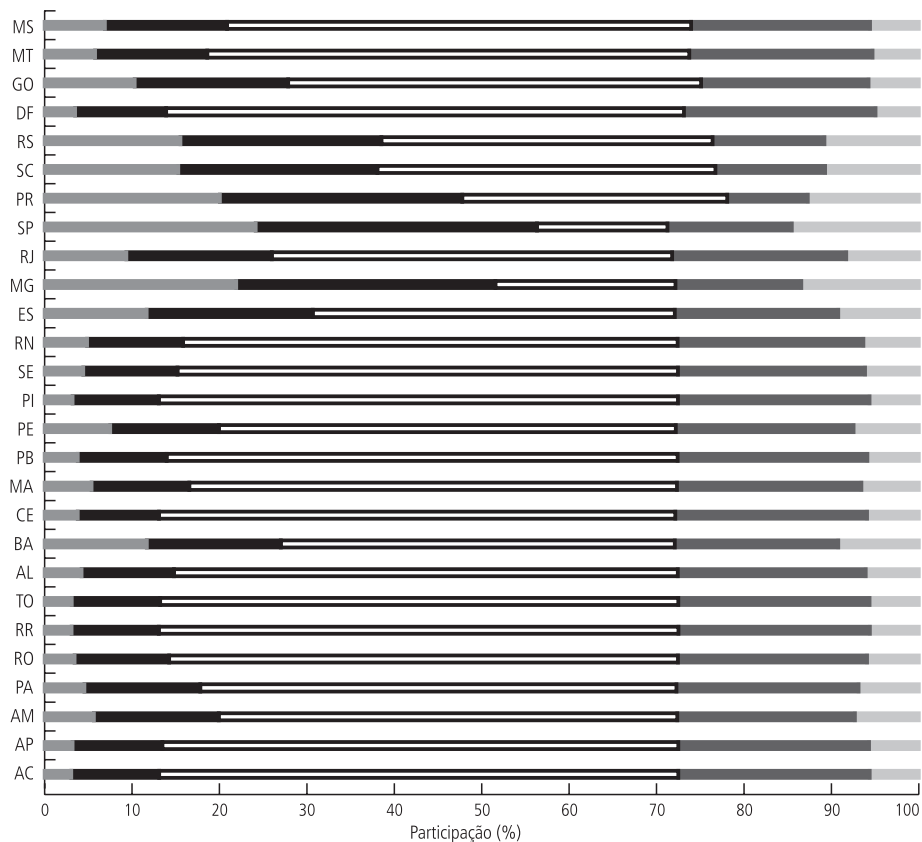
verificar a importância relativa da Bahia. Em outras palavras, o setor agricultura localizado nos estados do Nordeste e Norte tem forte encadeamento produtivo com os demais setores localizados nas regiões Sul e Sudeste.

Outro resultado que pode ser destacado é o fluxo do setor agropecuário localizado na região Sul. Merece atenção a importância relativa dos fluxos em direção ao Norte e ao Nordeste. Verifica-se que para os estados da região Sul há maior grau de homogeneidade nos fluxos. Isso pode ser explicado, em parte, pela importância que o setor agropecuário tem para os estados daquela região, que está refletido, por exemplo, na participação do valor adicionado do setor agrícola no total do valor adicionado dos estados da região Sul. No ano de 2003, 18,7% do valor adicionado no Rio Grande do Sul foi proveniente do setor agrícola. No caso do Paraná esse percentual ficou em 19,7%.

O gráfico 2 evidencia as relações e/ou os encadeamentos intrasetoriais para a agricultura para o ano de 1996. Há um padrão bem claro de interdependência. Este padrão mostra que os fluxos relevantes (em termos de aquisições de insumos) são aqueles que se originam, principalmente, nas regiões Sudeste e Sul do país. Os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul apresentam uma estrutura de aquisição de insumos mais diversificada em termos espaciais. Em outras palavras, ao extrair o setor agropecuário desses estados, o impacto sobre o produto do setor agrícola dos demais estados é mais bem distribuído. Assim, é possível inferir que o setor agropecuário desses estados tem uma estrutura de encadeamento de aquisições menos concentrada que as demais UFs.

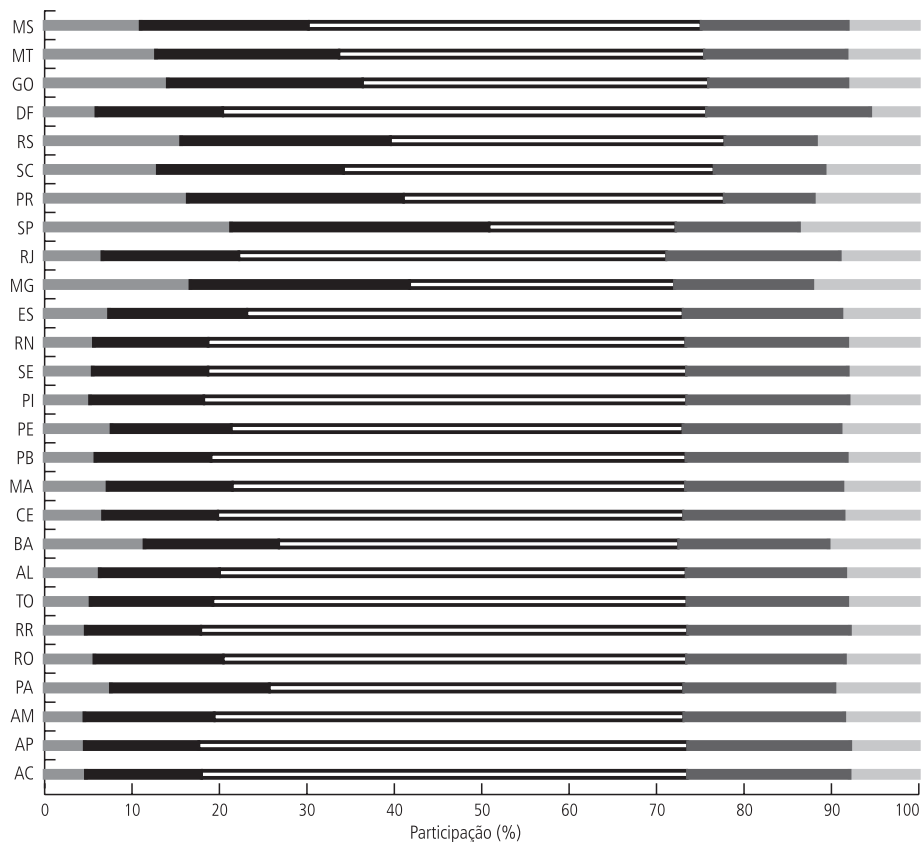
A comparação dos gráficos 1 e 3 e 2 e 4 permite evidenciar similaridades e/ou heterogeneidades nos fluxos relevantes para a aquisição do setor agrícola das 27 UFs ao longo do tempo de análise. No caso das relações intersetoriais (gráficos 1 e 3), percebe-se que não ocorreram modificações significativas. Por outro lado, no caso das relações intrasetoriais (gráficos 2 e 4) é possível elencar algumas modificações na estrutura de interdependência das UFs. Dentre elas é possível destacar: *i*) diminuição da participação relativa de São Paulo para todos os estados; *ii*) aumento de participação relativa dos estados do Sul (SC, PR e RS) nos fluxos intrasetoriais; *iii*) aumento de participação relativa dos estados do Centro-Oeste (GO, MT e MS) nos fluxos da agropecuária; e *iv*) consolidação da participação relativa do Estado da Bahia como fornecedor de insumos para o setor agrícola das demais UFs localizadas no Nordeste e no Norte do país.

GRÁFICO 2
Agropecuária: efeitos para trás intrassetoriais (BL) – 1996
 (UFs)



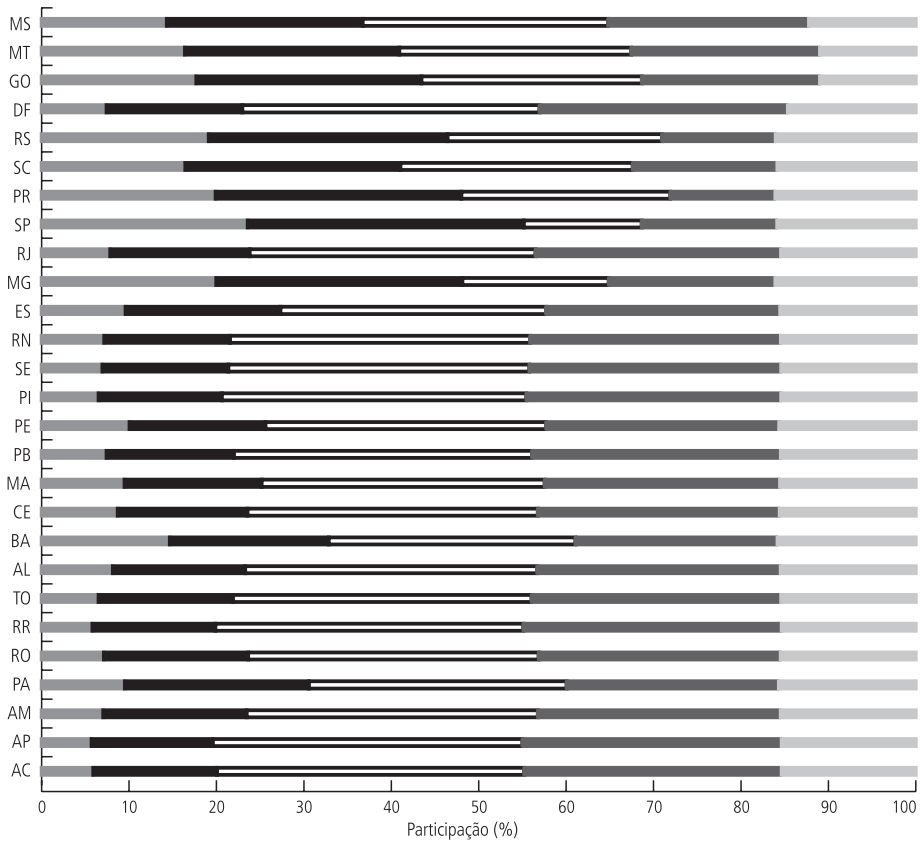
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

GRÁFICO 3
Agropecuária: efeitos para trás intersetoriais (BL) – 2002
 (UFs)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

GRÁFICO 4
Agropecuária: efeitos para trás intrassetoriais (BL) – 2002
 (UFs)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

Análise sob a ótica das vendas

A análise desta subseção permite evidenciar os fluxos relevantes para o setor agropecuário de cada UF em termos de destino dos seus produtos. Assim sendo, numa análise comparativa, ou seja, entre 1996 e 2002, para os fluxos intersetoriais, é possível afirmar que o Estado de São Paulo ganha participação relativa como destino da produção agropecuária das demais UFs. Isso se deve, em grande parte, à importância relativa daquele estado como produtor de bens industriais e como mercado de consumo de bens agropecuários (devido ao poder de compra e tamanho de mercado).

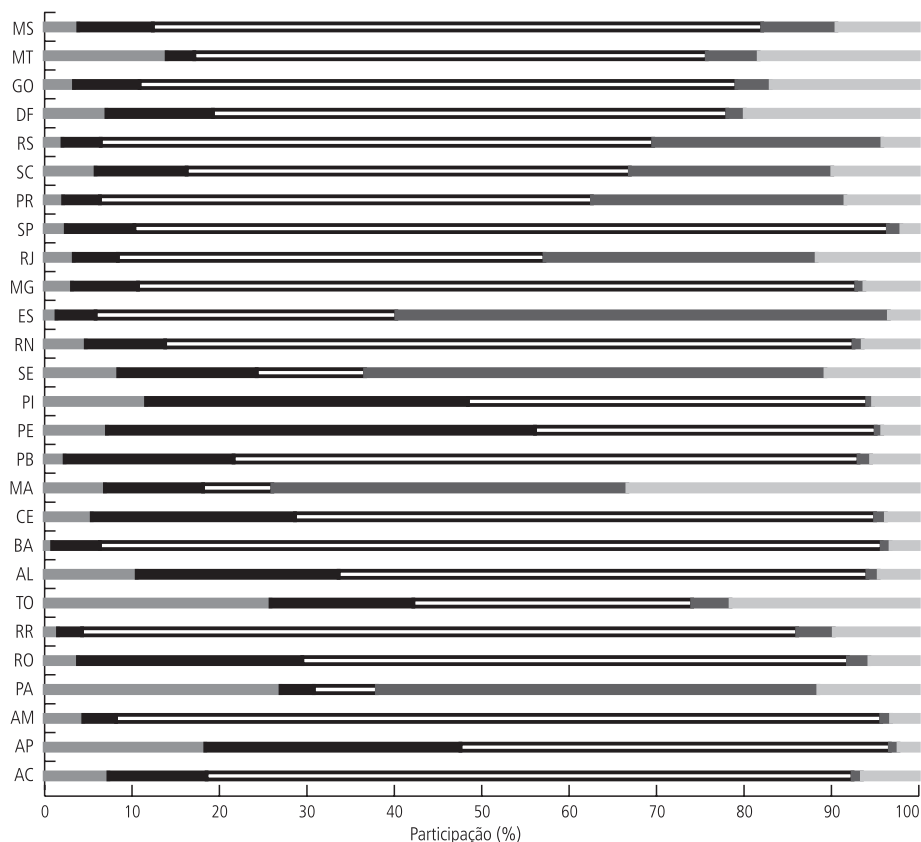
É possível também afirmar que, no mesmo período, os fluxos que têm como destino os estados de Minas Gerais, Paraná e Rio Grande do Sul ganham importância relativa. Isso se deve, em parte, ao comportamento dessas economias, ou seja, aumento

de participação relativa no PIB brasileiro e, por consequência, aumento da renda e da capacidade de consumo de produtos agropecuários (ver gráficos 5 e 7).

GRÁFICO 5

Agricultura: efeitos para frente intersetoriais (FL) – 1996

(UFs)



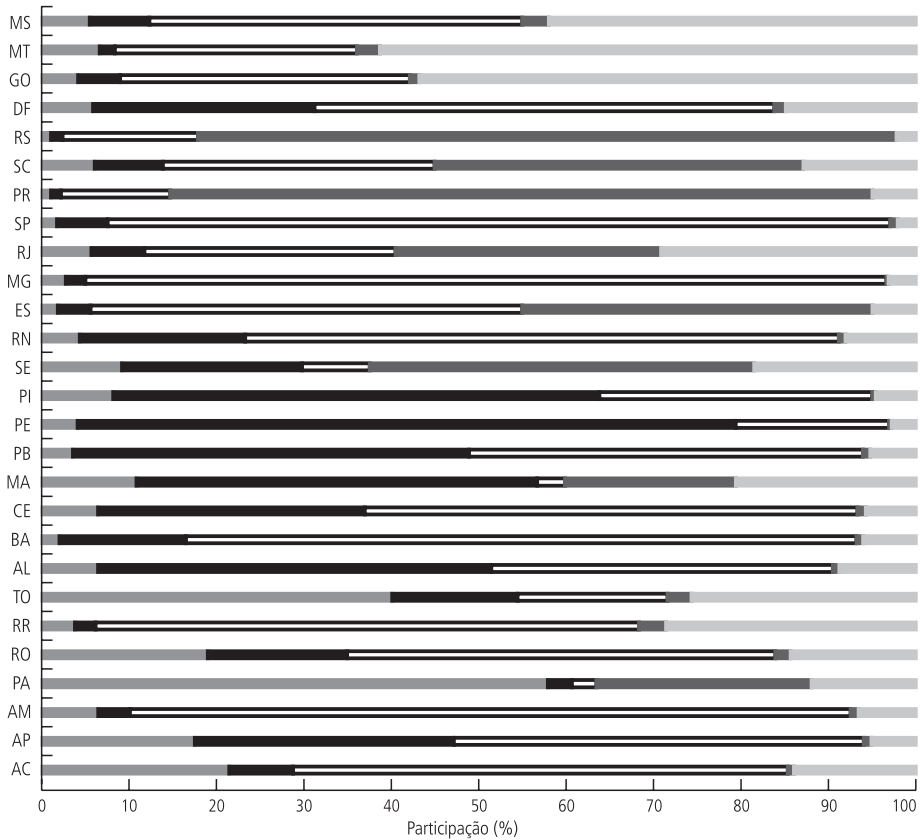
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração.

■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

No que diz respeito aos fluxos intrassetoriais (gráficos 6 e 8), é possível verificar que: *i*) os fluxos em direção aos estados do Sudeste e do Sul são predominantes; e *ii*) há um aumento nos fluxos intrarregionais para os estados do Norte e do Nordeste. Isso pode ser percebido pelo aumento de participação relativa dos fluxos que têm como destino as UFs localizadas naquelas macrorregiões. No ano de 1996, esses fluxos eram em torno dos 20% para a grande maioria dos estados. Já no ano de 2002, eles ficaram em torno de 25%. Uma possível explicação para tal modificação pode ser o aumento do PIB *per capita* no período de análise e,

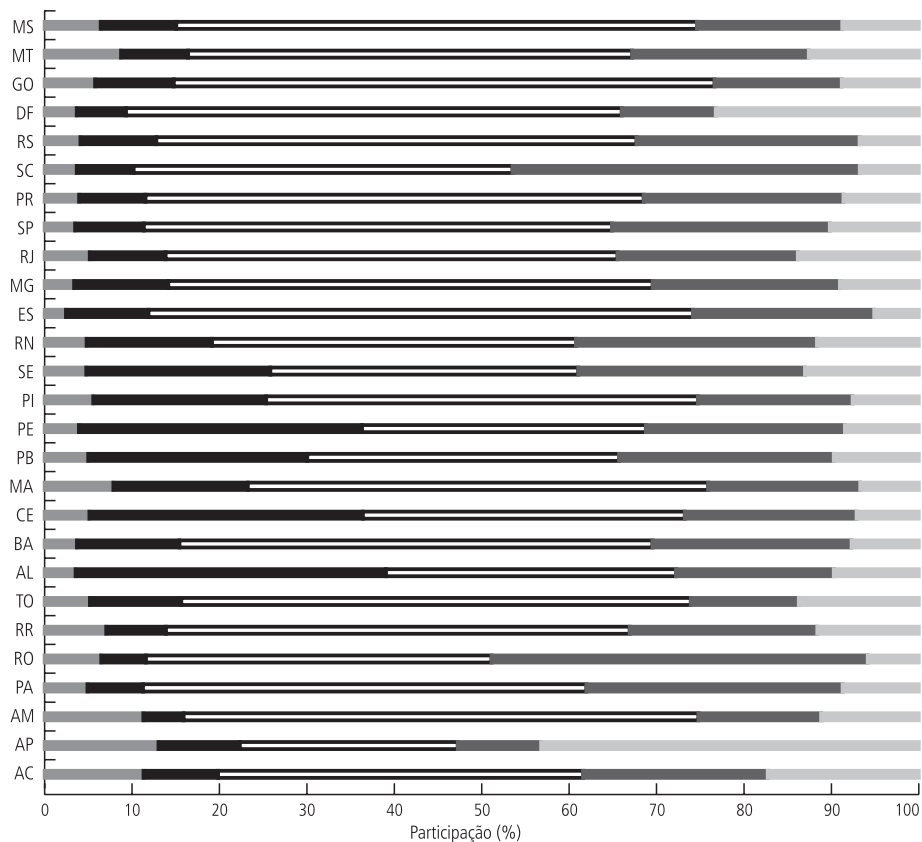
portanto, aumento da capacidade de demanda da região. Em outras palavras, ocorre um crescimento do encadeamento produtivo, em termos de venda de produtos, dentro da macrorregião.

GRÁFICO 6
Agricultura: efeitos para frente intrassetoriais (FL) – 1996
 (UFs)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

GRÁFICO 7
Agricultura: efeitos para frente intersetoriais (FL) – 2002
 (UFs)

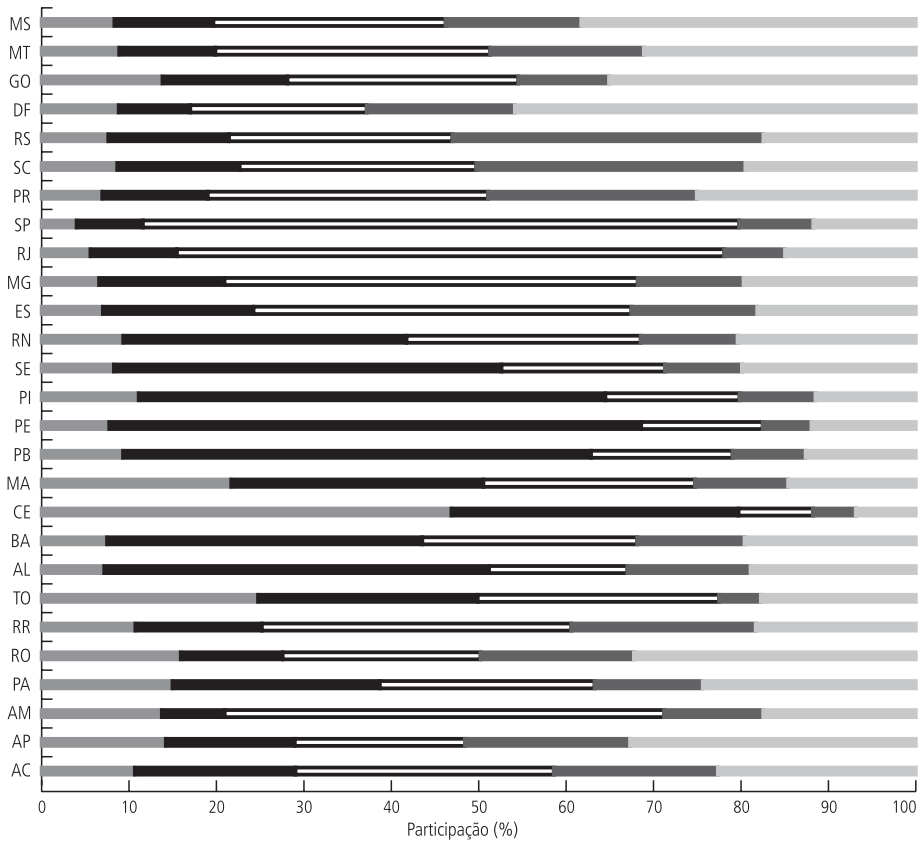


Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

GRÁFICO 8

Agricultura: efeitos para frente intrassetoriais (FL) – 2002

(UFs)

**4.1.2 Indústria⁸****Análise sob a ótica das compras**

A análise dos fluxos relevantes e/ou dos principais encadeamentos para o setor industrial segue a estrutura de análise do setor agropecuário, ou seja, análises intersetoriais e intrassetoriais e evolução temporal da estrutura de trocas. A análise dos gráficos 9 e 11 permite afirmar que: *i*) São Paulo é o principal destino dos produtos industriais manufaturados nas demais UFs; *ii*) os estados de Minas Gerais e Rio de Janeiro têm situação privilegiada também no que se refere a tais fluxos; *iii*) no período analisado (1996 e 2002), não há grandes modificações na estrutura de compras do setor industrial das UFs; e *iv*) é possível destacar movimentos e/ou

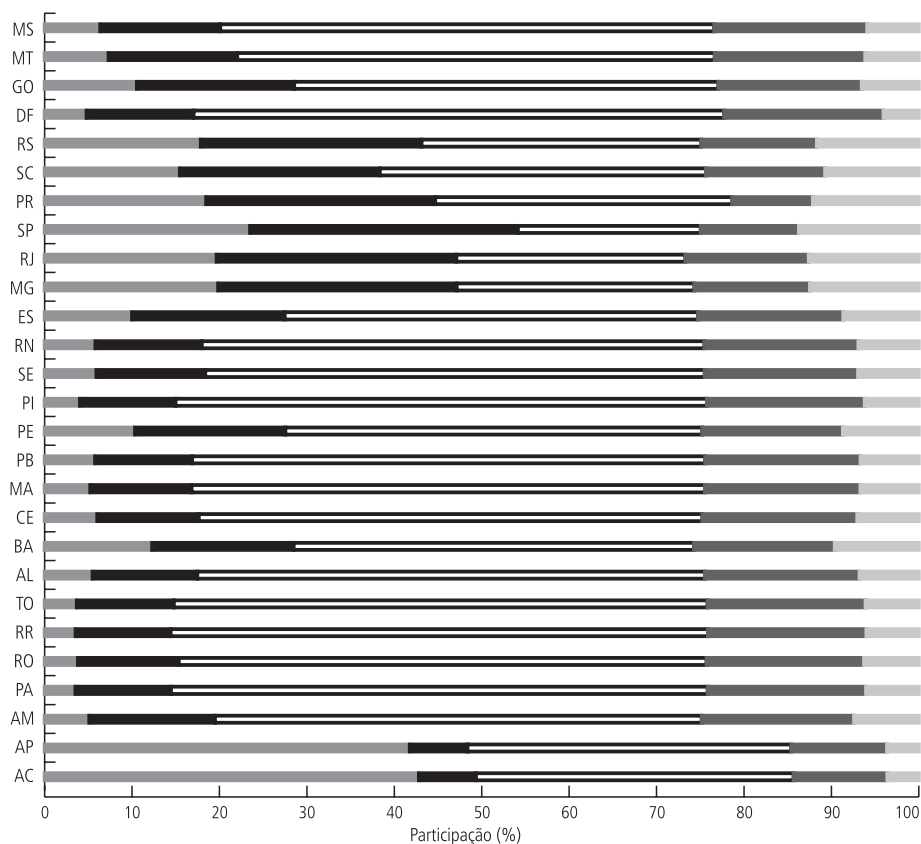
8. Os resultados desagregados podem ser fornecidos pelos autores mediante requisição.

fluxos relevantes em termos intrarregionais para os estados da região Sudeste e Sul do país. Importante ressaltar que isso ocorre em ambos os períodos. A explicação para este resultado está em parte ligada à estrutura de renda e à estrutura produtiva de tais regiões, com uma participação relativa importante do comércio e serviços e da própria agricultura como setores que adquirem insumos do setor industrial localizados nos estados das referidas macrorregiões.

GRÁFICO 9

Indústria: efeitos para trás intersetoriais (BL) – 1996

(UFs)



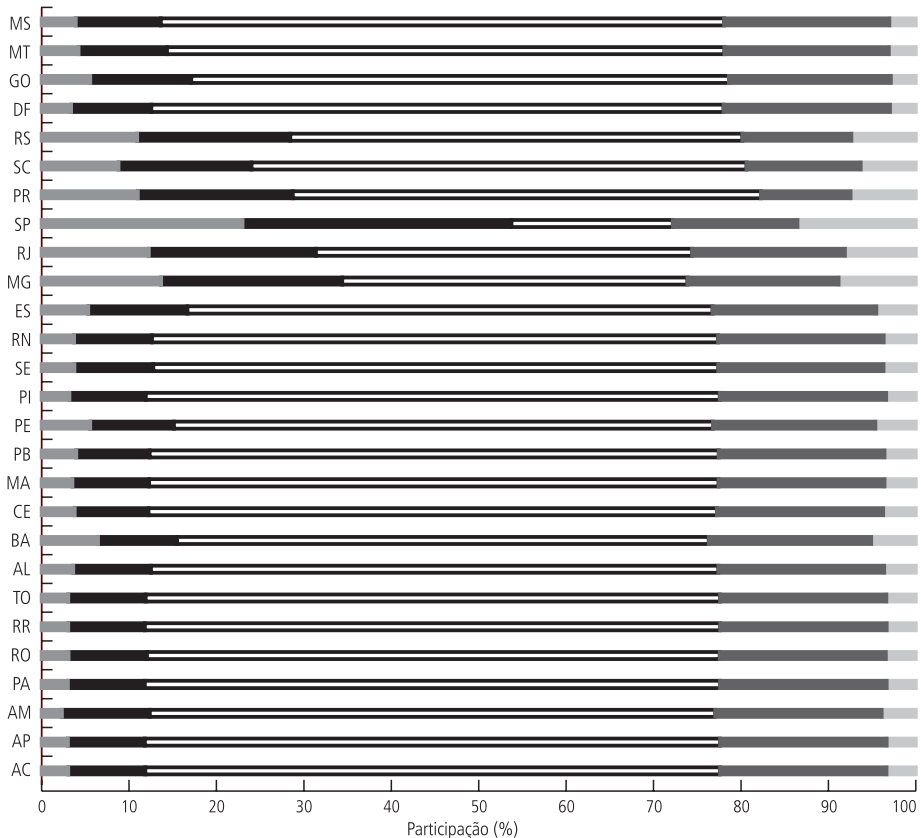
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração.

■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

A análise dos fluxos relevantes para as interações intrassetoriais, em relação às compras, corrobora a estrutura produtiva concentrada em termos espaciais da economia brasileira, tanto para o ano de 1996 como para o ano de 2002. A observação dos resultados do método de extração nos gráficos 10 e 12 mostra que os fluxos relevantes se concentram, em sua grande maioria, nos estados localizados na região Sudeste e Sul do país. Isto reflete a estrutura de produção da economia brasileira, ou seja, a

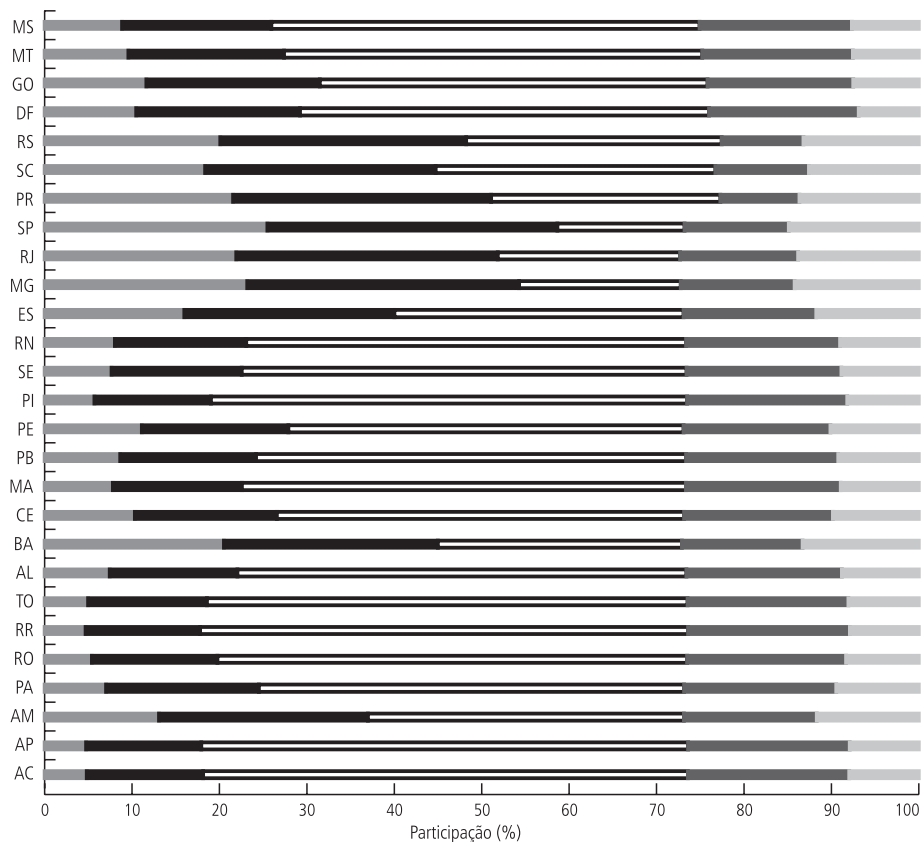
interdependência setorial observada no indicador mostra que a estrutura de *linkages* (em nosso caso de transações) é altamente concentrada. Por outro lado, mostra que mesmo o setor industrial localizado nas demais macrorregiões do país tem como principal fonte de aquisição de insumos o setor industrial localizado nas regiões Sul e Sudeste. Isso se deve, em parte, à diversificação produtiva e à não especialização do setor industrial do Sul e do Sudeste. Em outras palavras, a estrutura de encadeamentos do setor industrial está concentrada espacialmente. Isso permite assinalar que, mantida a estrutura de interdependência do período analisado, o crescimento do setor industrial das regiões Norte e Nordeste tem impacto nas regiões Sudeste e Sul. Vale a pena salientar que para o setor industrial de algumas UFs do Norte e do Nordeste os vazamentos em direção ao Sudeste, por exemplo, são mais significantes do que os vazamentos para a própria região.

GRÁFICO 10
Indústria: efeitos para trás intrassetoriais (BL) – 1996
 (UFs)



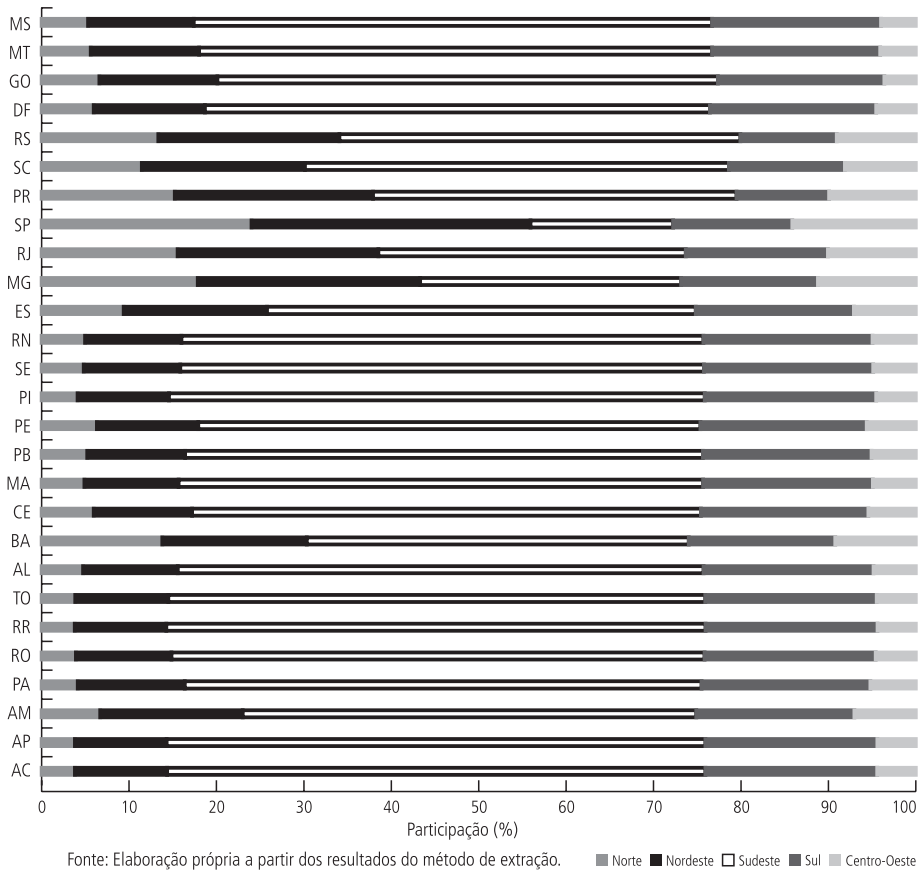
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

GRÁFICO 11
Indústria: efeitos para trás intersetoriais (BL) – 2002
 (UFs)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

GRÁFICO 12
Indústria: efeitos para trás intrasetoriais (BL) – 2002
 (UFs)



Análise sob a ótica das vendas

As figuras 1 e 2 mostram as diferenças entre os *linkages* bilaterais em termos das relações da indústria com os demais setores (figura 1) e das relações da indústria com ela própria (figura 2) para o ano de 1996. É importante ressaltar que, para os *linkages* intersetoriais, há uma relação de dependência dos demais setores localizados nas demais UFs com relação à indústria de São Paulo. Por outro lado temos o caso do Distrito Federal, mais especificamente o caso da indústria que se mostra como dependente líquida dos demais setores localizados nas demais UFs.

FIGURA 1
Indústria: dependência líquida para frente intersetorial – 1996

	SP	RJ	MG	ES	AM	SC	PR	RS	GO	MT	MS	CE	PB	SE	PE	BA	TO	RN	AC	RO	AL	PA	PI	MA	AP	RR	DF	
SP	X																											
RJ		X																										
MG			X																									
ES				X																								
AM					X																							
SC						X																						
PR							X																					
RS								X																				
GO									X																			
MT										X																		
MS											X																	
CE												X																
PB													X															
SE														X														
PE															X													
BA																X												
TO																	X											
RN																		X										
AC																			X									
RO																				X								
AL																					X							
PA																						X						
PI																							X					
MA																								X				
AP																									X			
RR																										X		
DF																											X	

Fonte: Elaboração própria com base no método de extração.

FIGURA 2
Indústria: dependência líquida para frente intrasetorial – 1996

	RS	MG	RJ	SC	ES	SP	PR	GO	MT	AM	SE	PE	RR	TO	CE	DF	PB	PI	MS	RO	AL	AC	PA	MA	BA	RN	AP	
Dependência para frente líquida da indústria em relação a indústria	X																											
RS		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
MG			X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
RJ				X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
SC					X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
ES						X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
SP							X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
PR								X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
GO									X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
MT										X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
AM											X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
SE												X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
PE													X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
RR														X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
TO															X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
CE																X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
DF																	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
PB																		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
PI																			X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
MS																				X	X	X	X	X	X	X	X	X
RO																					X	X	X	X	X	X	X	X
AL																						X	X	X	X	X	X	X
AC																							X	X	X	X	X	X
PA																								X	X	X	X	X
MA																									X	X	X	X
BA																										X	X	X
RN																											X	X
AP																												X

Fonte: Elaboração própria com base no método de extração.

A estrutura de *linkages* observada nas figuras 1 e 2 pode ser usada como *proxy* para uma estrutura hierárquica de dependência líquida. Em termos intersetoriais a hierarquia é a seguinte:

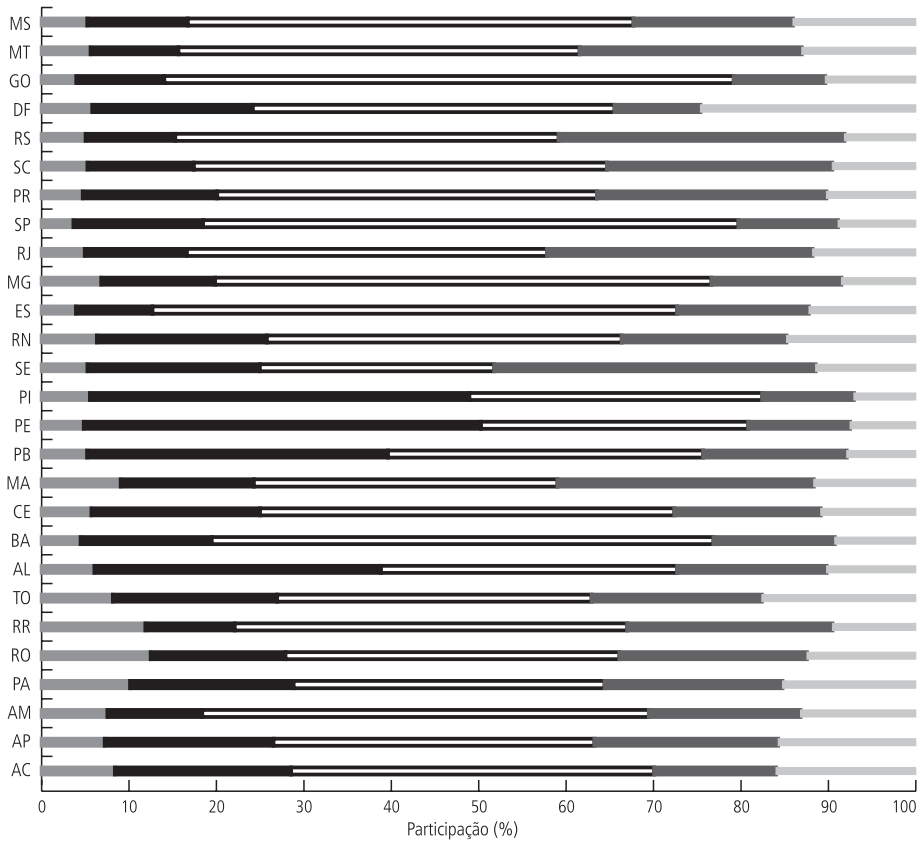
- 1) Os estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Espírito Santo e Amazonas são aqueles que apresentam, para a relação entre a indústria e os demais setores da economia, o melhor resultado. Em outras palavras, os demais setores da economia localizados no restante do Brasil apresentam uma forte dependência e/ou encadeamento para a frente em relação ao setor industrial dessas UFs. O resultado para o Amazonas pode ser explicado em grande parte pela existência de fluxos industriais devido à Zona Franca de Manaus. Em relação a São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, os resultados evidenciam a característica industrial de tais UFs.
- 2) Por outro lado, os estados do Piauí, Maranhão, Amapá, Roraima e Distrito Federal estão em posição oposta aos estados citados anteriormente. Pelo resultado mostrado na figura 1, é possível afirmar que os demais setores localizados no restante do país não apresentam forte ligação de dependência em termos de vendas para as indústrias desses estados. Isso pode ser evidenciado pela representatividade do setor industrial em tais localidades. O resultado para o Distrito Federal reflete e/ou corrobora a estrutura produtiva desta UF que se baseia, em grande parcela, no setor de administração pública e de comércio e serviços.

Em termos intrassetoriais é possível evidenciar as seguintes características na hierarquia de relações:

- 1) Os estados do Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Santa Catarina, Espírito Santo e São Paulo são aqueles que apresentam, para a relação entre o setor industrial, o melhor resultado. Em outras palavras, os demais setores industriais localizados no restante do Brasil apresentam uma forte dependência para a frente em relação ao setor industrial de tais UFs. Isso permite evidenciar a importância de tais fluxos para as indústrias localizadas nas demais UFs.
- 2) Por outro lado, os estados do Pará, Maranhão, Bahia, Rio Grande do Norte e Amapá estão em posição oposta aos estados citados anteriormente. Pelo resultado mostrado na figura 2, é possível afirmar que o setor industrial localizado no restante do país não apresenta forte ligação de dependência e/ou encadeamentos em termos de vendas para as indústrias desses estados. Isso pode ser evidenciado, em parte, pela especificidade no processo produtivo desses estados em termos industriais ou pela representatividade do setor industrial em tais localidades.

Os gráficos 13 e 14 permitem evidenciar o papel desempenhado pelo Sudeste, em especial, por São Paulo. É possível observar que tanto para os efeitos intrassectoriais quanto para os efeitos intersectoriais os fluxos em direção a São Paulo são os mais relevantes.

GRÁFICO 13
Indústria: efeitos para frente intersectoriais (BL) – 2002
 (UFs)

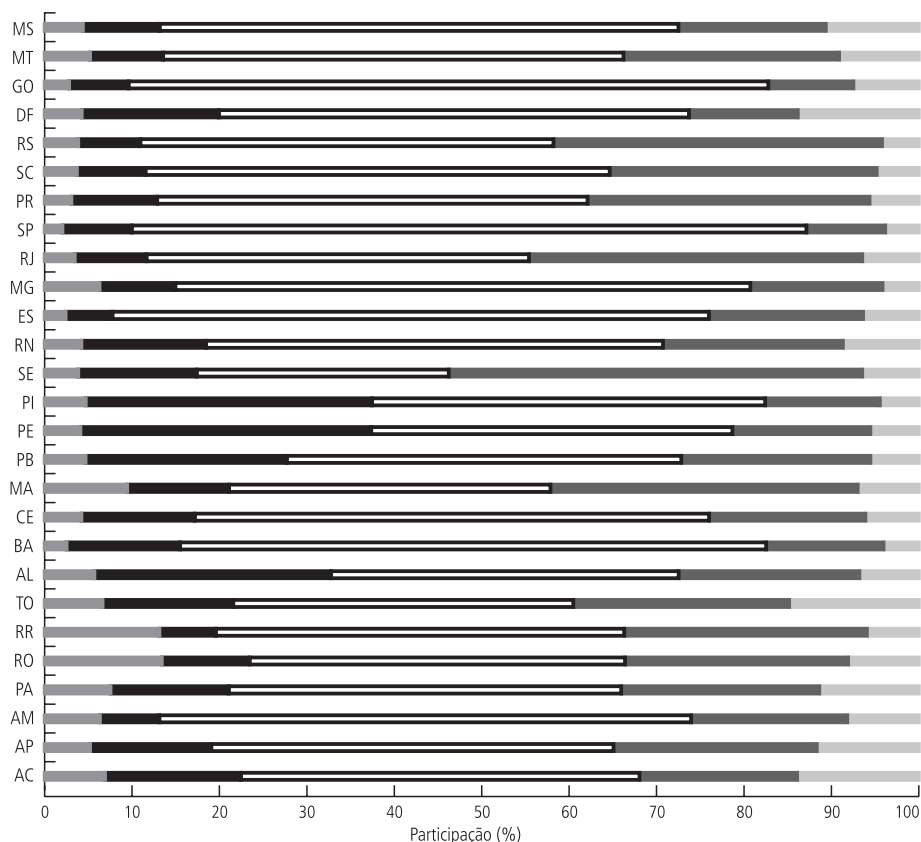


Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração. ■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

GRÁFICO 14

Indústria: efeitos para frente intrasetoriais (BL) – 2002

(UFs)



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do método de extração.

■ Norte ■ Nordeste □ Sudeste ■ Sul ■ Centro-Oeste

4.2 Análise espacial de insumo-produto

O objetivo da espacialização dos resultados é verificar qual o impacto da variável distância nos resultados de comércio e/ou interações produzidas pelo método de extração aplicado à matriz de insumo-produto. Para tal, duas medidas são utilizadas neste trabalho: o diagrama de Moran e o mapa de *cluster*.

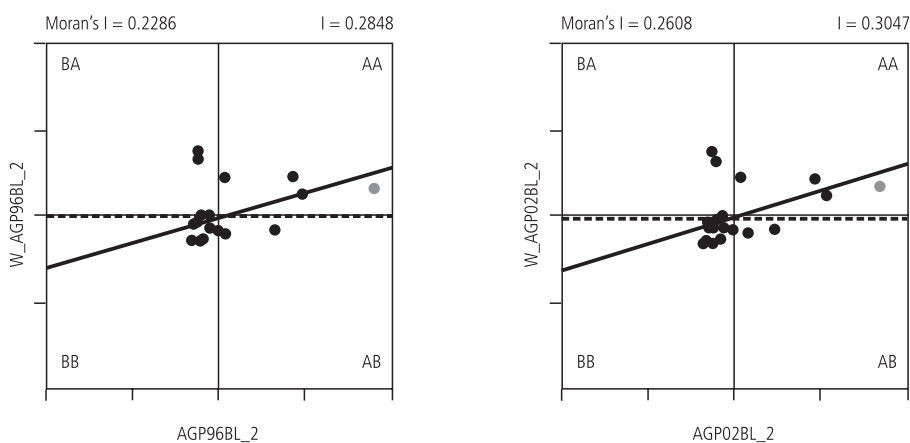
4.2.1 Agropecuária

Análise sob a ótica das compras

No gráfico 15 é possível observar a estrutura dos efeitos para trás (BL) mensurados em termos intersetoriais. O resultado para a estatística *I* de Moran permite evidenciar que o comércio entre o setor agropecuário (localizado em um estado

específico e isolado hipoteticamente) em relação aos demais setores localizados nas demais UFs é um fenômeno espacial, pois a estatística assume valores 0.2848 e 0.3047 para os anos de 1996 e 2002, respectivamente. O crescimento observado na estatística permite evidenciar o aumento da importância do espaço para as aquisições de insumos do setor agropecuário. Portanto, as regiões com valores de efeitos para trás intersetoriais altos (baixos) estão localizadas próximas as outras regiões que também apresentam valores de efeitos para trás intersetoriais altos (baixos).

GRÁFICO 15

Diagrama de dispersão de Moran: efeitos para trás intersetoriais (BL) – 1996 e 2002

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados do método de extração.

Obs.: AGP96BL_2 – efeitos para trás intersetoriais para o setor agropecuário em 1996.

AGP02BL_2 – efeitos para trás intersetoriais para o setor agropecuário em 2002.

W_AGP96BL_2 – defasagem espacial dos efeitos para trás intersetoriais para o setor agropecuário em 1996.

W_AGP02BL_2 – defasagem espacial dos efeitos para trás intersetoriais para o setor agropecuário em 2002.

Os resultados mostram que tanto para o ano de 1996 como para o ano de 2002 existem quatro regimes espaciais. Em 1996, os regimes estão assim formados:

- AA: Acre (AC)/Amapá (AP)/Rondônia (RO)/Roraima(RR);
- BB: Alagoas (AL)/Bahia (BA)/Ceará (CE)/Distrito Federal (DF)/Espírito Santo (ES)/Goiás (GO)/Maranhão (MA)/Minas Gerais (MG)/Mato Grosso do Sul (MS)/Mato Grosso (MT)/Paraíba (PB)/Pernambuco (PE)/Paraná (PR)/Rio de Janeiro (RJ)/Rio Grande do Norte (RN)/Rio Grande do Sul (RS)/Santa Catarina (SC)/São Paulo (SP);
- AB: Piauí (PI)/Tocantins (TO)/Sergipe (SE); e
- BA: Amazonas (AM)/Pará (PA).

Já para o ano de 2002 os regimes estão constituídos da seguinte forma:

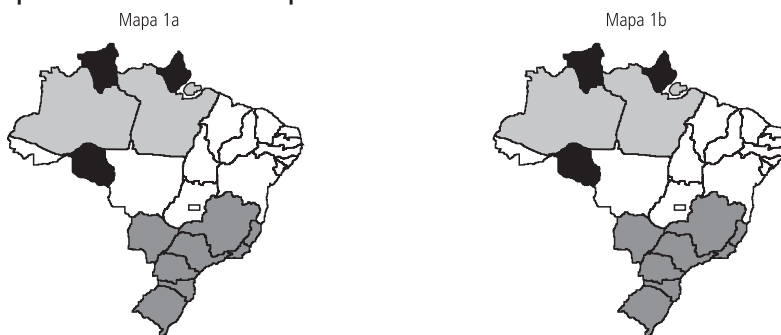
- AA: AC/AP/RO/RR;
- BB: AL/BA/CE/DF/ES/GO/MG/MS/PB/PE/PR/RJ/RN/RS/SC/SP;
- AB: PI/TO/SE; e
- BA: AM/MA/MT/PA.

Cabe ainda ressaltar que o estado *outlier* foi RR nos dois anos analisados.

O mapa 1 mostra o resultado para o LISA, ou seja, o mapa de *cluster* para a dependência para trás do setor agropecuário localizado em uma UF (que foi hipoteticamente extraída) com relação aos demais setores localizados nas demais unidades para o ano de 1996. A análise do mapa 1a permite evidenciar um *cluster* BB formado pelos estados da região Sudeste, Sul e por Mato Grosso. Isso significa dizer que os estados localizados neste *cluster* têm uma baixa dependência e/ou encadeamento no que tange às compras de insumos com relação aos demais estados brasileiros. Outro resultado interessante para o ano de 1996 é o *cluster* AA formado pelos estados de RR, RO e AP. Esses resultados evidenciam uma dicotomia no comércio (em termos de compras) entre o setor agropecuário e os demais setores da economia. Tal *cluster* mostra que, ao considerar a variável distância, tais estados, no que tange à aquisição de insumos (compras), se mostraram altamente dependentes do restante do Brasil. A análise do mapa 1b mostra que, para 2002, não houve modificação na estrutura de compras no período analisado.

MAPA 1

Efeitos para trás intersetoriais: mapa de *cluster*



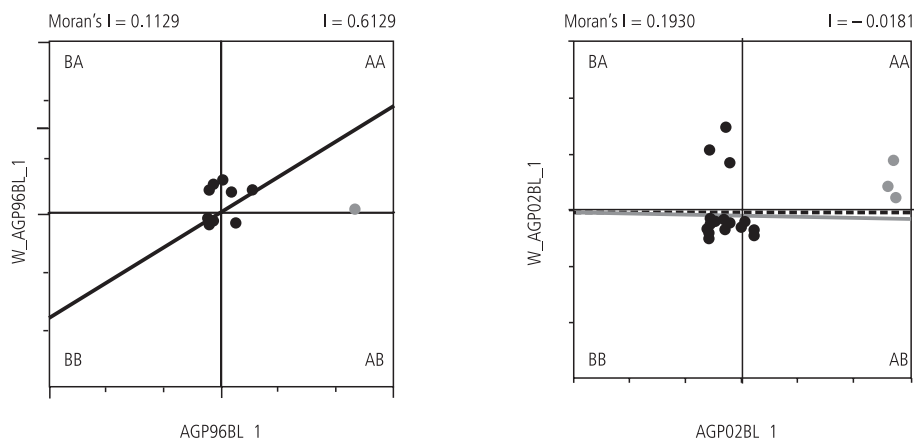
Fonte: Elaborado pelos autores com base no método de extração.
Obs.: Os estados sem coloração são resultados não significantes.

■ Alto-Alto ■ Baixo-Baixo ■ Baixo-Alto ■ Alto-Baixo

O gráfico 16 apresenta os resultados para os efeitos para trás (BL) intrasetoriais. É possível perceber que a importância da autocorrelação espacial aumenta, pois a estatística *I* de Moran era 0.1129 em 1996 e passou para 0.1930 em 2002. Cabe

salientar que todos os coeficientes são positivos e estatisticamente significantes (valor-p 0.001), tomando por base 10 mil permutações aleatórias (ANSELIN, 1995). Portanto, é possível afirmar que a distribuição forma *clusters* em ambos os períodos. Em outras palavras, às regiões com valores de efeitos para trás altos (baixos) estão localizadas próximas às outras regiões que também apresentam valores de efeitos para trás altos (baixos). Esse padrão ocorre mais frequentemente do que se as localizações fossem tomadas de forma aleatória. Em outras palavras, é possível afirmar que o encadeamento produtivo inter-regional e intrassetorial sob a ótica das compras é um fenômeno espacial.

GRÁFICO 16

Diagrama de dispersão de Moran: efeitos para trás intrassetoriais (BL) – 1996 e 2002

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados do método de extração.

Obs.: AGP96BL_1 – efeitos para trás intrassetoriais para o setor agropecuário em 1996.

AGP02BL_1 – efeitos para trás intrassetoriais para o setor agropecuário em 2002.

W_AGP96BL_1 – defasagem espacial dos efeitos para trás intrassetoriais para o setor agropecuário em 1996.

W_AGP02BL_1 – defasagem espacial dos efeitos para trás intrassetoriais para o setor agropecuário em 2002.

Os resultados para os anos de 1996 e 2002 apontam para a existência de quatro regimes espaciais. Em 1996, o regime era formado da seguinte forma:

- AA: AC/AP/AM/RR;
- BB: AL/BA/CE/ES/GO/MA/MG/MS/MT/PB/PE/PI/PR/RJ/RN/RS/SC/SE/SP;
- AB: DF/TO; e
- BA: PA/RO.

Já a distribuição dos regimes espaciais em 2002 foi a seguinte:

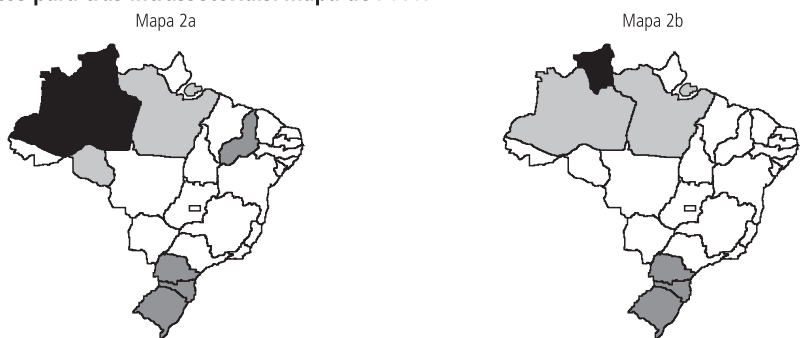
- AA: AC/AP/RR;
- BB: AL/BA/CE/ES/GO/MA/MG/MS/MT/PB/PE/PR/RJ/RN/RS/SC/SP;
- AB: DF/PI/SE/TO; e
- BA: AM/PA/RO.

Cabe ainda ressaltar que os estados *outliers* foram em 1996 RR e em 2002 AC/AP/RR.

O mapa 2 mostra o resultado para o LISA, ou seja, o mapa de *cluster* para a dependência para trás intrassetorial da agropecuária para o ano de 1996. A análise do mapa 2a permite evidenciar um *cluster* BB formado pelos estados da região Sul do país. Isso significa dizer que os estados localizados neste *cluster* têm uma baixa dependência no que tange às compras de insumos com relação aos demais estados brasileiros. Outro resultado interessante para o ano de 1996 é o *cluster* AA formado pelos estados do AM e de RR. Tal *cluster* mostra que, ao considerar a variável distância, tais regiões são altamente dependentes do restante do Brasil para a compra de insumos.

MAPA 2

Efeitos para trás intrassetoriais: mapa de *cluster*



Fonte: Elaborado pelos autores com base no método de extração.

Obs.: Os estados sem coloração são resultados não significantes.

■ Alto-Alto ■ Baixo-Baixo ■ Baixo-Alto ■ Alto-Baixo

O mapa 2b mostra que em 2002 o *cluster* BB formado pelos estados do Sul ainda se apresenta como significativo. O Estado do Amazonas, que apresentava alta dependência com relação às demais UFs, agora passa a se localizar no *cluster* BA. Em outras palavras, é um estado que tem baixa dependência para trás com relação ao restante da economia brasileira, mas está localizado próximo às UFs que possuem alta dependência para trás com relação ao restante da economia brasileira quando a análise é realizada para o setor agropecuário e o comércio intrassetorial.

Análise sob a ótica das vendas

A estrutura espacial das vendas agrícolas em termos intersetoriais pode ser visualizada no gráfico 17. É possível evidenciar que tais fluxos são um fenômeno espacial e há um espreadimento do mesmo no período analisado. Os resultados para ambos os anos mostram que há formação de quatro regimes espaciais, que estão assim distribuídos – em 1996:

- AA: MA/MT/SC;
- BB: AL/AM/CE/ES/MG/PB/PE/RJ/RN/RR/SP;
- BA: AC/AP/DF/PI/RR/RO/RS/SE/TO; e
- AB: BA/GO/MS/PA.

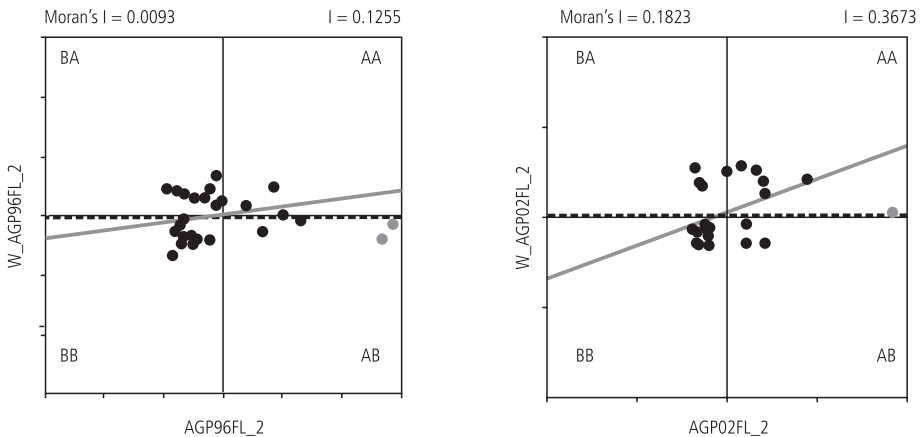
Em 2002:

- AA: GO/MG/MS/PR/RS/SC/SP;
- BB: AC/AL/AM/AP/CE/MA/PB/PE/PI/RN/RO/RR/SE/TO;
- BA: DF/ES/RJ; e
- AB: BA/MT/PA.

Os estados *outliers* são em 1996: BA/MS e em 2002: SP.

GRÁFICO 17

Diagrama de dispersão de Moran: efeitos para frente intersetoriais (FL) – 1996 e 2002



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados do método de extração.

Obs.: AGP96FL_2 – efeitos para frente intersetoriais para o setor agropecuário em 1996.

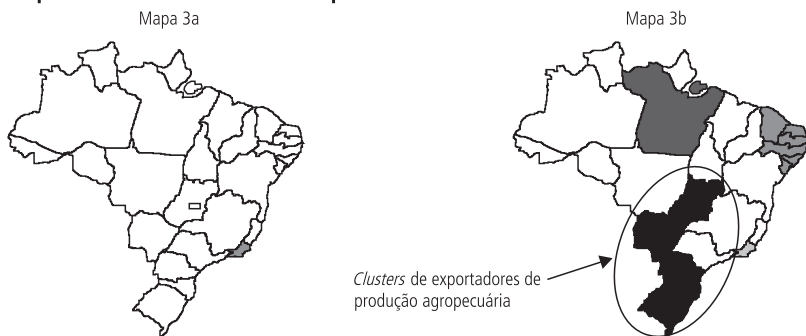
AGP02FL_2 – efeitos para frente intersetoriais para o setor agropecuário em 2002.

W_AGP96FL_2 – defasagem espacial dos efeitos para frente intersetoriais para o setor agropecuário em 1996.

W_AGP02FL_2 – defasagem espacial dos efeitos para frente intersetoriais para o setor agropecuário em 2002.

Por meio da análise do mapa 3 é possível identificar *clusters* de vendas do setor agropecuário para os demais setores da economia. É possível, para o ano de 2002, identificar uma dicotomia entre a região formada pelos estados da região Sul e o estado do MS com relação aos estados da região Nordeste. O primeiro *cluster* é formado por UFs que apresentam alta relação com o restante do Brasil em termos de vendas dos produtos agrícolas. É importante ressaltar que tais UFs estão próximas umas das outras e, assim, formam o *cluster* AA. Já o segundo *cluster* é formado pelos estados de SE, PE, RN e CE. Estes estados formam o *cluster* BB, ou seja, há uma pequena importância, quando comparado com as demais UFs, de fluxos de vendas intersetorial (agropecuário para os demais setores).

MAPA 3

Efeitos para frente intersetoriais: mapa de *cluster*

Fonte: Elaborado pelos autores com base no método de extração.

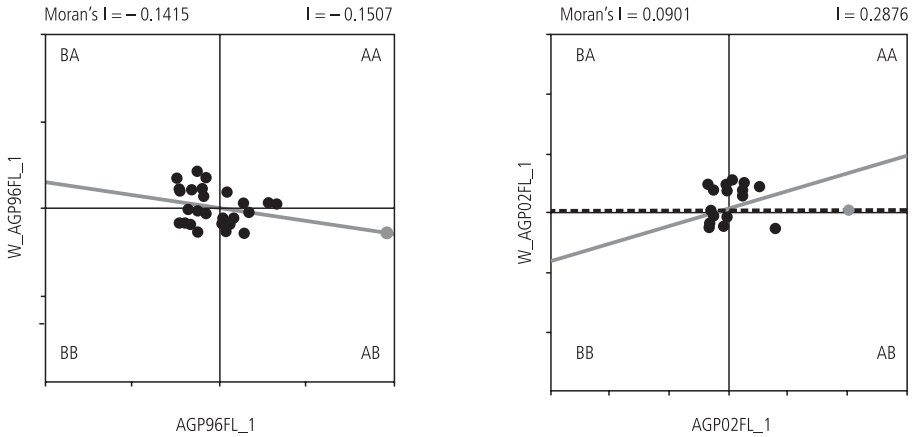
Obs.: Os estados sem coloração são resultados não significantes.

■ Alto-Alto ■ Baixo-Baixo ■ Baixo-Alto ■ Alto-Baixo

A análise das vendas intrassetoriais para o setor agrícola pode ser feita por meio do gráfico 18 e do mapa 4. Como apresentado no gráfico 18, é possível verificar a existência de uma estatística I de Moran negativa, o que pode ser explicado pela existência de uma dissimilaridade entre os valores do atributo em estudo e da localização espacial do mesmo: “Se altos valores tendem a ser encontrados muito próximos a baixos valores e vice-versa, diz-se que o atributo exibe alta correlação espacial negativa” (FOTHERINGHAM; BRUNSDON; CHARLTON, 2002). Dessa forma, verifica-se que a maioria dos estados brasileiros encontra-se nos *clusters* AB e BA.

GRÁFICO 18

Diagrama de dispersão de Moran: efeitos para frente intrassetoriais (FL) – 1996 e 2002



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados do método de extração.

Obs.: AGP96FL_1 – efeitos para frente intrassetoriais para o setor agropecuário em 1996.

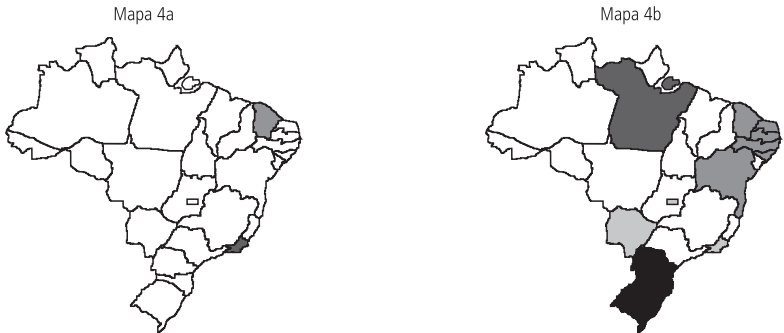
AGP02FL_1 – efeitos para frente intrassetoriais para o setor agropecuário em 2002.

W_AGP96FL_1 – defasagem espacial dos efeitos para frente intrassetoriais para o setor agropecuário em 1996.

W_AGP02FL_1 – defasagem espacial dos efeitos para frente intrassetoriais para o setor agropecuário em 2002.

MAPA 4

Efeitos para frente intrassetoriais: mapa de cluster



Fonte: Elaborado pelos autores com base no método de extração.

Obs.: Os estados sem coloração são resultados não significantes.

Os resultados para os dois anos em análise demonstram os seguintes comportamentos.

Em 1996:

- AA: MS/MT/SC/SE;
- BA: AC/DF/ES/PI/PR/RO/RS/TO;

- AB: AM/BA/GO/MA/PA/RJ/RN/RR; e
- BB: AL/AP/CE/MG/PB/PE/SP.

Em 2002:

- AA: GO/MG/MS/PR/RS/SC/SP;
- BB: AC/AL/AM/AP/BA/CE/MA/MT/PB/PE/PI/RN/RO/SE/TO;
- BA: DF/ES/RJ/RR; e
- AB: PA.

Os *outliers* são 1996: BA e 2002: SP.

No caso das vendas intrassetoriais, ou seja, do setor agrícola (da região hipoteticamente extraída) para o setor agrícola (do restante do Brasil) há um padrão dicotômico também. Tal padrão pode ser mais bem visualizado para o ano de 2002 (mapa 4b). Verifica-se que há um *cluster* AA na região Sul do país. Isso significa dizer que existem estados nos quais o setor agropecuário transaciona muito com o setor agropecuário das demais UFs que estão localizados próximos a UFs em que isso também ocorre. É possível assim afirmar sobre a importância do setor ora em tela para tal região. Ao passo que na região Nordeste existe a formação de um *cluster* BB, ou seja, de estados que apresentam uma pequena dependência com relação aos demais estados brasileiros, isso é, estados que têm um potencial exportador de produtos agrícolas, mas contido no espaço. Na análise espacial é possível perceber que tais estados estão próximos de outras UFs na mesma situação.

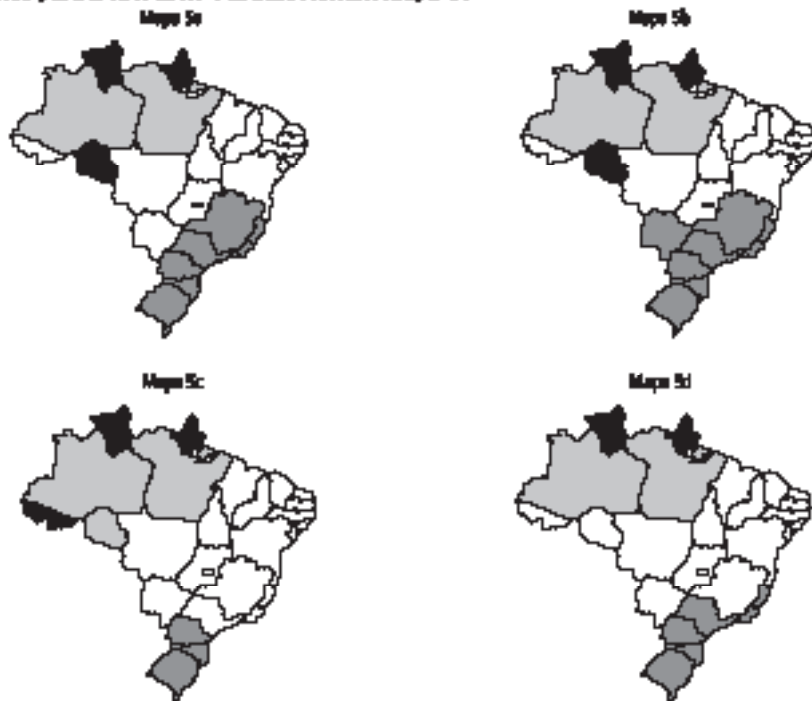
4.2.2 Indústria

Análise sob a ótica das compras

O mapa 5 apresenta a estrutura de dependência para trás do setor industrial. Nos mapas 5a e 5b estão representados os fluxos intersetoriais e nos mapas 5c e 5d estão representados os fluxos intrassetoriais. O resultado encontrado para a análise das compras é de extrema relevância. A formação de *clusters* BB na região Sul e Sudeste tanto para os fluxos intersetoriais quanto intrassetoriais mostra que as UFs deste *cluster* têm baixa dependência dos fluxos provenientes do restante do Brasil. E, além disso, as mesmas estão localizadas próximas umas das outras. Isso corrobora a ideia do caráter concentrador do processo de encadeamento produtivo inter-regional brasileiro.

MAPA 9

Efeitos para fronteiras inter e intramercado: mapa de cluster



Fonte: Elaborado pelos autores com base no resultado de regressão.
Obs.: Os símbolos para classificação são resultados não significativos.

00 (branco) 01 (cinza claro) 02 (cinza médio) 03 (cinza escuro)

Análise sob a ótica das vendas

A estrutura espacial das vendas do setor industrial pode ser representada pelo gráfico 19. É possível observar a existência de quatro regimes espaciais tanto no ano de 1996 quanto no ano de 2002. Em 1996 temos:

- AA: AL/GO/MS/PE/PR/RS/SC/SE/SP;
- BB: AC/AM/AP/CE/ES/MA/MG/PI/RO/RR/TO;
- BA: BA/DF/PB/RN; e
- AB: MT/PA/RJ.

Já em 2002, temos:

- AA: ES/MG/PR/RJ/SC/SE/SP;
- BB: AP/MA/MT/PA/RR;

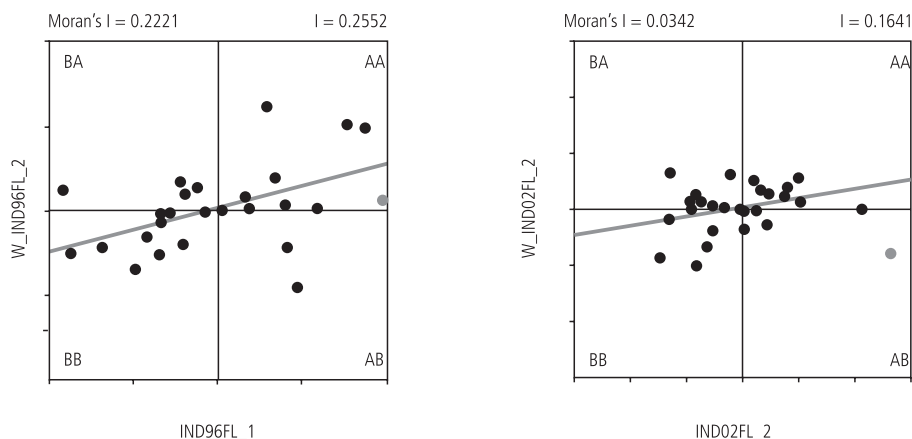
● BA: AC/AL/DF/PE/PI/RO/RS/TO; e

● AB: AM/BA/CE/GO/MS/PB/RN.

Em 1996 o estado *outlier* foi SP e em 2002 AM.

GRÁFICO 19

Diagrama de dispersão de Moran: efeitos para frente intersetoriais (FL) – 1996 e 2002



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados do método de extração.

Obs.: IND96FL_2 – efeitos para frente intersetoriais para o setor industrial em 1996.

IND 02FL_2 – efeitos para frente intersetoriais para o setor industrial em 2002.

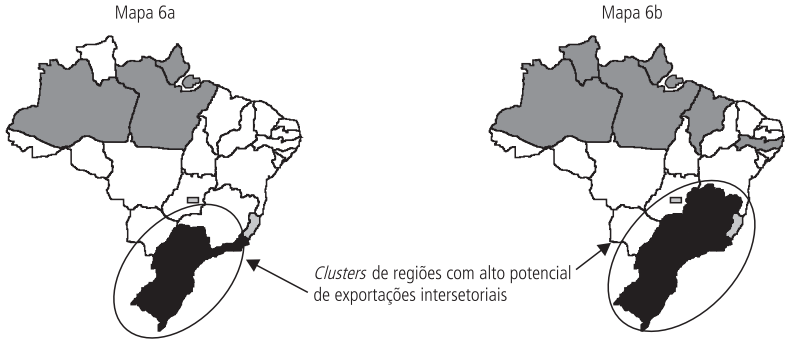
W_ IND96FL_2 – defasagem espacial dos efeitos para frente intersetoriais para o setor industrial em 1996.

W_ IND02FL_2 – defasagem espacial dos efeitos para frente intersetoriais para o setor industrial em 2002.

O padrão Norte-Sul está presente na estrutura de vendas intersetoriais no caso do setor industrial. No mapa 6 estão representados os *clusters* para a dependência para do restante da economia em relação ao estado isolado (IF_p). Tal dependência é medida em termos intersetoriais. É possível observar, de forma clara, os *clusters* AA (formado pelos estados da região Sul, SP e RJ – 1996; e o formado pelos estados da região Sul, SP, RJ e MG – 2002). Por outro lado, os estados do Norte e do Nordeste formam o *cluster* BB. Isso permite dizer que as UFs que apresentam um alto fluxo de vendas para o restante do Brasil estão localizadas próximas de regiões que também apresentam este mesmo padrão. Isso mostra o caráter concentrador do processo de trocas do setor industrial com os demais setores da economia.

MAPA 6

Efeitos para frente intersetoriais (IF_i): mapa de *cluster*



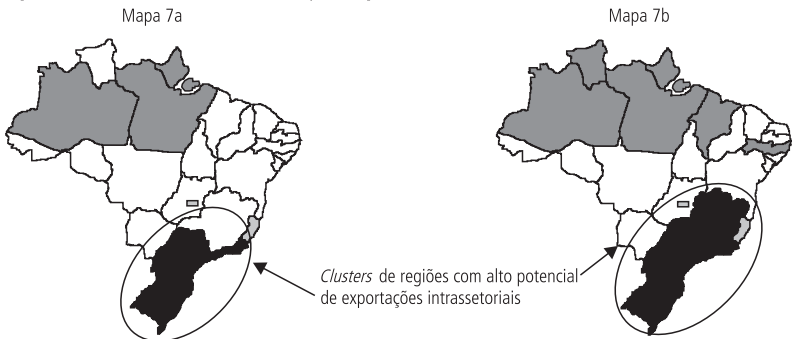
Fonte: Elaborado pelos autores com base no método de extração.
Obs.: Os estados sem coloração são resultados não significantes.

■ Alto-Alto ■ Baixo-Baixo ■ Baixo-Alto ■ Alto-Baixo

O padrão Norte-Sul também está presente na estrutura de vendas intrasectoriais no caso do setor industrial. No mapa 7 estão representados os *clusters* para a dependência para frente do restante da economia em relação ao estado isolado (IF_j). Tal dependência é medida em termos intrasectoriais. É possível observar, de forma clara, os *clusters* AA (formado pelos estados da região Sul, SP e RJ – 1996; e o formado pelos estados da região Sul, SP, RJ e MG – 2002). Por outro lado, os estados do Norte e do Nordeste formam o *cluster* BB. Isso permite dizer que as UF's que apresentam um alto fluxo de vendas para o restante do Brasil estão localizadas próximas de regiões que também apresentam este mesmo padrão. Isso mostra o caráter concentrador do processo de trocas dentro do setor industrial.

MAPA 7

Efeitos para frente intrasectoriais (IF_j): mapa de *cluster*



Fonte: Elaborado pelos autores com base no método de extração.
Obs.: Os estados sem coloração são resultados não significantes.

■ Alto-Alto ■ Baixo-Baixo ■ Baixo-Alto ■ Alto-Baixo

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foram utilizadas no presente trabalho matrizes de insumo-produto (1996 e 2002) associadas a uma análise exploratória de dados espaciais, o que permitiu mensurar o grau de importância da variável distância nos fluxos comerciais entre as UFs. O presente artigo permitiu evidenciar a estrutura de encadeamentos e/ou interdependência em termos setoriais e espaciais.

É possível evidenciar alguns resultados. Na região Norte destacam-se dois resultados. O Estado do Pará que tem uma base produtiva fortemente atrelada ao setor extrativo mineral apresenta fraco encadeamento e/ou integração espacial. No que tange ao Estado do Amazonas, os resultados estão baseados em grande monta na existência da Zona Franca de Manaus (polo eletroeletrônico). Fica evidente a importância de tal setor para o estado. Entretanto, há que se considerar que os efeitos de encadeamento para a própria região são incipientes e, portanto, a distribuição de renda não ocorre em termos intrarregionais.

Para os estados do Sudeste é possível evidenciar os seguintes resultados: devido a sua base industrial forte (setor automotivo, químico e de bens de capital) SP apresenta forte encadeamento tanto para a frente quanto para trás. Por meio deste resultado é possível afirmar que há altos níveis de formação de renda para outros setores formando um círculo “virtuoso” para a economia paulista.

A região Sul do país apresenta resultados bastante interessantes em termos de encadeamento. Em outras palavras, há um processo de desconcentração da interdependência produtiva e isso pode explicar, em parte, o processo de desenvolvimento dos estados desta região. Pelo lado da agricultura é possível afirmar que há uma diversificação produtiva e a região apresenta importância relativa para a produção de feijão (PR), milho (PR, RS e SC), soja (PR e SC) e na produção de cereais, leguminosas e oleaginosas (PR e RS).

Os resultados para o Nordeste, para o setor agrícola, mostram a importância relativa da BA e do CE, em termos de encadeamentos intrarregional e inter-regional. No caso das duas UFs é possível notar que os encadeamentos do setor agrícola localizado nos mesmos com os demais estados do Nordeste e do Norte ficam em torno dos 25%. Neste contexto, há que se destacar a produção de feijão na BA e no CE e a produção de algodão herbáceo na BA.

No Centro-Oeste é possível evidenciar os resultados para o setor agrícola. Em termos de encadeamentos para trás na forma intrassetorial e intersetorial é possível perceber que ao extrair uma das UFs, com exceção do DF, há um aumento do encadeamento com as regiões Norte e Nordeste no período analisado. Na verdade os encadeamentos em relação a tais regiões se aproximam dos 40% no ano de 2002. Isso se deve, em parte, à sedimentação de tal região como fronteira agrícola. Um dado interessante para ilustrar tal situação é a análise da área plan-

tada e produção de cereais, leguminosas e oleaginosas no Centro-Oeste. A região é responsável por 31,4% da área plantada e por 35,3% da produção de cereais, leguminosas e oleaginosas.

De forma sintética, após a aplicação de tais metodologias, os resultados aqui encontrados mostram que: *i*) para a agricultura, sob a ótica das compras (BL), verifica-se que a maioria dos estados apresentou uma redução em seus níveis de dependência, tanto intra quanto intersetoriais, com relação ao restante do país. No entanto, tais alterações não se mostraram significativas ao ponto de alterar a estrutura existente, a exceção foi o Estado do Amazonas que se apresentava em 1996 acima da média nacional e em 2002, abaixo, no que tange aos fluxos intras-setoriais; *ii*) em relação às vendas da agricultura (FL), é possível perceber que em 1996, houve um fluxo significativo proveniente da maioria das regiões. Porém, em 2002, esses fluxos diminuíram e se apresentaram mais estáveis, sob os dois aspectos analisados; *iii*) no que tange às compras do setor industrial, as UFs apresentaram uma expressiva redução em seus graus de dependência durante o período analisado; *iv*) sob a ótica das vendas para a indústria, tanto inter como intras-setorial é válido destacar a relevância da participação do Estado de São Paulo, uma vez que o fluxo SP – Brasil se mostra mais expressivo que o inverso.

É importante verificar como os resultados aqui encontrados podem ser discutidos no contexto de políticas de desenvolvimento regional. Assim sendo, é possível chamar a atenção para dois resultados apresentados no trabalho, ou seja, a estrutura de encadeamentos entre setores e UFs e a formação de *clusters* espaciais. Observando esses dois resultados é possível delimitar o escopo de políticas regionais com base nos mesmos. Fica evidente que um tipo de fomento, por parte do poder público, por exemplo, seria criar mecanismos que fortalecessem alguns encadeamentos já existentes e mecanismos que potencializassem a propagação desses efeitos em termos espaciais.

Outra questão que se coloca é que este artigo ao mapear os efeitos totais (diretos e indiretos) da estrutura de interdependência e/ou dos encadeamentos do setor agropecuário e do setor industrial em termos de mercado interno fornece informações para análise dos impactos inerentes a políticas tributárias (por exemplo: isenção de impostos ou renúncia fiscal), definição de políticas de investimentos em determinadas atividades econômicas das UFs, definição de políticas públicas e vetores de desenvolvimento regional.

ABSTRACT

The main aim of this paper is identify and calculate the evolution of inter-regional interdependence among the Brazilian states based on an interregional input-output matrix. The matrices were constructed for 1996 and 2002 and were elaborated by FIPE/USP. In the present paper, we will focus on the nature and on the spatial structure of interdependence among the Brazilian states. To do this the analysis will be divided into two steps. The first one will be based on the extraction method (see DIETZENBACHER; VAN DER LINDEN; STEENGE, 1993; PEROBELLI; HADDAD; DOMINGUES, 2006) that enable us to identify the structure of interactions among the Brazilian states. The second step will be based on the idea of modeling explicitly distance in the input-output model that is very important to analyze trade and is not considered in the input-output approach. In order to implement the second step we will incorporate space into the extraction method results. This will be implemented through the global and local indicators of spatial association.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, F. M.; SILVA, O. M. Comércio e integração dos estados brasileiros. *Revista de Economia e Agronegócio*, Viçosa, v. 5, n. 4, p. 487-499, 2007. Disponível em: <http://economia-aplicada.ufv.br/revista/pdf/2007/vol5_n4/Artigo_21.pdf>. Acessado em: 13 mai. 2008.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, Apr. 1995.
- _____. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. *In*: FISHER, M.; SCHOLTEN, H. J.; UNWIN, D. (Ed.). *Spatial analytical perspectives in GIS*. London: Taylor&Francis, 1996. p. 111-125.
- _____. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. *In*: LONGLEY, P. A. *et al.* (Ed.). *Geographical information systems: principles, techniques, management and applications*. New York: Wiley, 1998. p. 253-265
- CASTRO, N.; CARRIS, L.; RODRIGUES, B. Custos de transporte e a estrutura espacial do comércio interestadual brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.29, n. 3, p. 347-400, 1999. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/181/116>>. Acessado em: 02 mai. 2008.
- CLIFF, A. D.; ORD, J. K. *Spatial processes: models and applications*. London: Pion, 1981.
- DIETZENBACHER, E.; VAN DER LINDEN, J. A.; STEENGE, A. E. The regional extraction method: EC input-output comparisons. *Economic Systems Research*, v. 5, n. 2, p. 185-207, 1993.
- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. E. *Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships*. Wiley, Chichester, 2002.
- GALVÃO, O. de A. Comércio interestadual por vias internas e integração regional no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 21., 1993. Belo Horizonte, MG. *Anais...* Belo Horizonte: ANPEC, 1993. v. 1, p. 257-279.
- HIRSCHMAN, A. O. *The strategy of economic development*. Yale: University Press, 1958.
- LE GALLO, J.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. *Regional Science*, v. 82, n. 2, p. 175-201, 2003 (Working Paper).

MAGALHÃES, A. S.; DOMINGUES, E. P. Relações interestaduais e intersetoriais de comércio no Brasil: uma análise gravitacional e regional. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 35., 2007. Recife, PE. *Anais...* Recife: ANPEC, 2007.

MUNROE, D. K.; HEWING, G. J. D. *The role of intra industry trade in interregional trade in the Midwest of US*. Regional Application Laboratory, UIUC, 2000. p. 100-117 (Discussion Paper).

NORTH, D. C. Agriculture and regional economic. *Journal Farm Economics*, n. 41, p. 943-951, 1959.

PACHECO, C. A. *Fragmentação da nação*. Campinas: IE/UNICAMP, 1998.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E. P. Interdependence among the Brazilian States: an input-output approach. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., 2006. Salvador, BA. *Anais...* Salvador/BA: ANPEC, 2006.

SCHWARTZMAN, J. (Org.). *Economia regional – textos selecionados*. Belo Horizonte: Cedeplar/Minter, 1977.

VAN DER LINDEN, J. A. *Interdependence and specialisation in the European Union: intercountry input-output analysis and economic integration*. Ph.D. Dissertation. University of Groningen, 1999.

VASCONCELOS, J. R.; OLIVEIRA, A. M. *Análise da matriz por atividade econômica do comércio interestadual no Brasil – 1999*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.159).

(Originais submetidos em fevereiro de 2009. Última versão recebido em julho de 2010. Aprovada em agosto de 2010.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Gilson Baptista Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro da Cunha

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

pesquisa e planejamento
econômico ■ ppe

ipea

DETERMINANTES DOS GASTOS COM EDUCAÇÃO NO BRASIL
Andréa Zaltune Curi e Náercio Aquino Menezes Filho

**POLÍTICA FISCAL E CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO
NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA DADOS DO
ORÇAMENTO FUNÇÃO**
Gedir S. de Souza, Sérgio Kannebley Júnior e Eliezer M. Diniz

**REGRESSÃO QUANTÍLICA COM CORREÇÃO PARA A
SELETIVIDADE AMOSTRAL: ESTIMATIVA DOS RETORNOS
EDUCACIONAIS E DIFERENCIAIS RACIAIS NA DISTRIBUIÇÃO
DE SALÁRIOS DAS MULHERES NO BRASIL**
Danilo Coelho, Robert Vestzeg e Fábio Veras Soares

**EFEITOS DA EDUCAÇÃO, DA RENDA DO TRABALHO,
DAS TRANSFERÊNCIAS E DAS CONDIÇÕES INICIAIS NA
EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1991 A 2000**
Roberto Tatiwa Ferreira e Mérica Santos da Cruz

**MODELO DE CRESCIMENTO BASEADO NAS EXPORTAÇÕES:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA CHILE, BRASIL E MÉXICO
EM PERSPECTIVA NÃO LINEAR**
João Paulo Martin Faleiros e Denisard Créio de Oliveira Alves

Correspondência para a revista deverá ser
endereçada à editoria de **Pesquisa e Planejamento
Econômico**.

Brasília

SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo

CEP: 70076-900

Tel.: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas
sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores
do Ipea e de outras instituições.

Assinatura anual - quadrimestral

R\$ 58,00 (Brasil)

Exemplar avulso

R\$ 15,00 (Brasil)



FORMULÁRIO DE ASSINATURA

Solicito minha inclusão como assinante do periódico: **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**.

Para tanto, estou anexando cheque nominal ao Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada –, no valor correspondente
a **R\$ 58,00 (cinquenta e oito reais)**, o que me dá direito a receber **3 (três) números**.

Os números atrasados poderão ser adquiridos ao preço de: **R\$ 15,00 (quinze reais) cada**.

DADOS CADASTRAIS

NOME:

ENDEREÇO:

BAIRRO: CEP:

CIDADE: UF: TEL.:

E-MAIL:

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Posto de venda – Brasília

SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo - CEP: 70076-900

Tel.: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República

ISSN 0100-0551



Apoio editorial

