

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

O ENDIVIDAMENTO DAS EMPRESAS EM MOEDA ESTRANGEIRA E O REGIME CAMBIAL

José Luiz Rossi Júnior

IMPACTOS DA INTEGRAÇÃO COMERCIAL SOBRE A AGRICULTURA FAMILIAR NO BRASIL

Angelo Costa Gurgel

EFICIÊNCIA TÉCNICA, PRODUTIVIDADE E LIDERANÇA TECNOLÓGICA NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA

Luiz Chabalgoity, Emerson Marinho, Maurício Benegas e Paulo J. Neto

A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL: TESTANDO A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS RACIONAIS

Emerson Fernandes Marçal e Pedro L. Valls Pereira

ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO-LINEARES

José Airton Mendonça de Melo e Paulo de Melo Jorge Neto

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro - Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo - João Bernardo de Azevedo Bringel

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e de programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Luiz Henrique Proença Soares

Diretoria

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Cinara Maria Fonseca de Lima

João Alberto De Negri

José Aroudo Mota (substituto)

Paulo Mansur Levy

Renato Lóes Moreira (substituto)

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

Corpo Editorial

Editor

Octávio Augusto Fontes Tourinho

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

Membros

Armando Castelar Pinheiro

Claudio Ferraz

Eduardo Pontual Ribeiro

Fabio Giambiagi

Fábio Kanczuk

Lauro Ramos

Marco Antonio Cavalcanti

Maria Cristina Terra

Miguel Foguel

Paulo Mansur Levy

Ronaldo Seroa da Motta

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

Secretária-Executiva

Angélica Ferreira de Barros

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 do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

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

SUMÁRIO

O ENDIVIDAMENTO DAS EMPRESAS EM MOEDA ESTRANGEIRA E O REGIME CAMBIAL 1

José Luiz Rossi Júnior

IMPACTOS DA INTEGRAÇÃO COMERCIAL SOBRE A AGRICULTURA FAMILIAR NO BRASIL 21

Angelo Costa Gurgel

EFICIÊNCIA TÉCNICA, PRODUTIVIDADE E LIDERANÇA TECNOLÓGICA NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA 75

Luiz Chabalgoity

Emerson Marinho

Mauricio Benegas

Paulo J. Neto

A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL: TESTANDO A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS RACIONAIS 113

Emerson Fernandes Marçal

Pedro L. Valls Pereira

ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO-LINEARES 149

José Airton Mendonça de Melo

Paulo de Melo Jorge Neto

O ENDIVIDAMENTO DAS EMPRESAS EM MOEDA ESTRANGEIRA E O REGIME CAMBIAL

José Luiz Rossi Júnior*

Este trabalho analisa a relação entre o endividamento em moeda estrangeira e o regime cambial para um painel de empresas brasileiras no período 1996-2004. Utilizando um modelo desenvolvido por Holmstrom e Tirole (1997) e estendido por Martinez e Werner (2002), o trabalho testa se o regime de câmbio fixo, devido à existência de garantias implícitas ofertadas pelo governo, viesou o endividamento das empresas para a direção de dívida denominada em moeda estrangeira. Também é testada a hipótese de que o regime de câmbio flexível levou as empresas a considerarem seriamente sua exposição cambial, incrementando suas atividades de gerenciamento de risco. Os resultados apresentados confirmam ambas as hipóteses, indicando a existência de um relacionamento entre a política financeira das empresas e o regime cambial do país.

1 INTRODUÇÃO

Crises financeiras recentes¹ mostraram que países emergentes são muito vulneráveis a mudanças no fluxo internacional de capitais. Nesses países, a períodos de relativa tranquilidade, caracterizados pela entrada de capitais e pelo crescimento da economia, seguem-se períodos com saídas de capitais e crescimento pífios, muitas vezes levando a drásticas recessões, com graves consequências para o bem-estar da sociedade.²

Embora exista um consenso entre os economistas sobre a necessidade de esses países adotarem medidas para reduzir sua vulnerabilidade com relação ao fluxo externo de capitais, não há consenso sobre o papel do regime cambial nesse processo. No centro do debate, há o fato de que nesses países uma grande proporção do passivo – tanto do setor público quanto do setor privado – está denominada em moeda estrangeira. Esse fato não só criaria um ambiente mais suscetível a mudanças no humor do mercado financeiro internacional, como faria com que desvalorizações da moeda doméstica gerassem um colapso na economia local, principalmente pelo efeito perverso no balanço das empresas.^{3, 4}

* Pesquisador do Ibmec/SP.

1. Ásia (1997), Rússia (1998), Brasil (1999 e 2002), Turquia (2000) e Argentina (2001).

2. A literatura em finanças internacionais denomina esse fenômeno *sudden-stop*.

3. É extensa a lista de trabalhos que analisam o relacionamento entre a dívida denominada em moeda estrangeira, crises cambiais e o funcionamento da economia. Exemplos são Aghion, Bachetta e Banerjee (2000), Cespedes, Chang e Velasco (2002) entre outros.

4. Mesmo entre políticos há uma forte preocupação sobre o grau de endividamento em moeda estrangeira e a vulnerabilidade a choques externos. "É importante que todos percebam que o Brasil ainda é uma economia vulnerável. Nós somos vulneráveis porque devemos muito e uma fração desta dívida está em dólares." (Presidente Luís Inácio Lula da Silva, em entrevista a *O Globo* em 30/03/2004).

Uma hipótese discutida na literatura de finanças internacionais seria a de que regimes de câmbio fixo levariam a um aumento da vulnerabilidade externa dos países, pois, devido à presença de garantias (explícitas ou implícitas) dadas por parte do governo, induziriam as empresas a desconsiderar seu risco cambial, viesando seu endividamento para a direção da dívida expressa em moeda estrangeira.⁵ Já o regime de câmbio flexível ajudaria os países a reduzir sua vulnerabilidade, pois levaria credores e devedores a tomar seriamente sua exposição cambial, implementando políticas de gerenciamento de risco, e isso levaria a uma redução de sua dívida denominada em moeda estrangeira e/ou ao aumento de suas atividades de proteção (*hedging*).

Por outro lado, a teoria do “pecado original” (*original sin*)⁶ argumenta que, independentemente do regime cambial, países emergentes sempre serão vulneráveis a choques externos. Considerando-se que o mercado financeiro internacional jamais daria empréstimos na moeda nacional, bem como o fato de que a maior parte da receita das empresas está denominada na moeda local, a consequência é que os descasamentos nos balanços sejam inevitáveis. Importante realçar que Eichengreen e Hausmann (1999) enfatizam que a questão do pecado original estaria ligada à maneira como o mercado financeiro funciona, e não a políticas domésticas. Portanto, a escolha do regime cambial não teria influência sobre a vulnerabilidade do país.

Na mesma linha, Calvo e Mishkin (2003) argumentam que a construção de instituições econômicas saudáveis seria a chave para a redução da vulnerabilidade e que a escolha do regime cambial seria de segunda ordem de importância na questão da redução da vulnerabilidade externa do país.⁷

Uma vez que a literatura teórica não alcançou um consenso, a resposta para essa questão deve ser empírica, como apontam Eichengreen e Hausmann (1999), “(...) gathering survey (and other) data on hedged and unhedged exposures and analyzing their determinants should be a high priority for academics”. Este trabalho analisa essa questão utilizando uma amostra de empresas brasileiras não-financeiras no período 1996-2004. O período inclui um subperíodo no qual o país adotou um sistema de câmbio quase fixo (1996-1999), e um período de câmbio flutuante (1999-2004).

Através da utilização de um modelo desenvolvido por Holmstrom e Tirole (1997) e estendido por Martinez e Werner (2002), o trabalho confirma a existência de um relacionamento entre a política financeira das empresas e o

5. Para maiores detalhes, ver Dooley (1997), Burnside, Eichengreen e Rebelo (1999), Schneider e Tornell (2003), Corsetti, Pesenti e Roubini (1998; 1999).

6. Expressão criada por Eichengreen e Hausmann (1999).

7. Os autores consideram a possibilidade de haver um relacionamento entre a escolha do regime cambial e o aprimoramento das instituições.

regime cambial. Os resultados mostram que o regime de câmbio fixo gerou descasamentos no balanço das firmas, viesando o endividamento destas para a direção de dívida denominada em moeda estrangeira. Por outro lado, o regime de câmbio flutuante possibilitou a redução de tais descasamentos através de uma redução no endividamento em moeda estrangeira das firmas e de um aumento nas atividades de proteção (*hedging*), implicando que as empresas passassem a tratar mais seriamente sua exposição cambial.

O trabalho foi ordenado da seguinte maneira: na seção 2, descreve-se a literatura que analisa o relacionamento entre o regime cambial e a política financeira das empresas. Na seção 3, discutem-se os dados utilizados; o modelo e o resultado das estimações são mostrados na seção 4; e a seção 5 apresenta as conclusões.

2 REGIME CAMBIAL E A POLÍTICA FINANCEIRA DAS EMPRESAS

A literatura em finanças internacionais indica a possibilidade de que garantias (explícitas ou implícitas) do governo relacionadas ao regime cambial venham a viesar a política financeira das empresas para a direção de dívida denominada em moeda estrangeira. Em especial, o regime de câmbio fixo viesaria a política financeira das empresas para a direção de dívida em moeda estrangeira; já o regime de câmbio flexível levaria a uma preocupação maior das empresas com seu risco cambial.

Dooley (1997), no espírito dos modelos de primeira geração de crises cambiais, identifica as crises financeiras como sendo causadas pelo conflito existente entre o desejo do governo de segurar o passivo financeiro dos cidadãos e o de manter reservas como forma de auto-seguro. De acordo com o autor, o regime de câmbio fixo seria uma maneira fácil de proteger os investidores contra perdas, servindo assim como uma garantia implícita.

Burnside, Eichengreen e Rebelo (1999) constroem um modelo no qual garantias implícitas induzem firmas e intermediários financeiros a tomar empréstimos em moeda estrangeira, mas sem se protegerem contra o risco cambial. De acordo com os autores, os agentes não têm incentivos para se proteger porque o valor esperado dessa estratégia seria nulo. No caso de não haver uma desvalorização, a proteção geraria perdas devido ao seu custo; já no caso de uma desvalorização, o governo confiscaria os lucros derivados das atividades de proteção. Os autores mostram ainda que *a)* retiradas as garantias implícitas, seria ótimo para as firmas protegerem-se completamente contra o risco cambial e *b)* que, como resultado das garantias do governo, os bancos reduziriam suas taxas de juro, gerando um *boom* na economia, mas a redução geraria também um sistema bancário fragilizado e, posteriormente, levaria a uma crise financeira.

Garantias implícitas também estão presentes em Corsetti, Pesenti e Roubini (1999). No modelo, as garantias levariam a um alto endividamento, traduzido em uma trajetória insustentável do déficit em transações correntes. Considerando que pacotes de ajuda pelo governo são custosos, os especuladores prevêem a necessidade da utilização dos ganhos de senhoriação pelo governo, o que causaria o colapso da moeda.

Schneider e Tornell (2003) enfatizam o papel de diferenças setoriais e garantias governamentais na explicação de assimetrias de comportamento entre os diferentes setores.⁸ Os autores destacam a dicotomia entre o setor de bens comercializáveis e o de não-comercializáveis. No modelo, dadas a possibilidade de ajuda pelo governo e a incapacidade do setor de bens não-comercializáveis em manter um comprometimento do pagamento de sua dívida, descasamentos de moeda no balanço das firmas surgiriam endogenamente, considerando que credores externos iriam, nessa situação, estender crédito para o setor de não-comercializáveis. Esses descasamentos levariam, segundo o modelo, à ocorrência de crises cambiais auto-realizáveis. Novamente, sem as garantias do governo, as empresas não teriam incentivos para a geração de descasamentos no balanço, já que, com a presença de custos de falência, as firmas iriam preferir proteger-se contra o risco cambial. Os autores mostram que, sob o regime de câmbio fixo, firmas do setor de bens não-comercializáveis crescem mais rapidamente através do relaxamento de suas restrições financeiras, mas no momento de uma desvalorização, essas companhias terão graves problemas em seus balanços.⁹

Embora pequena, a literatura empírica sobre o relacionamento entre a escolha do regime cambial e a vulnerabilidade externa dos países/empresas apresenta conclusões contraditórias. Martinez e Werner (2002) evidenciam que o regime de câmbio fixo no México viesou o comportamento das firmas para a direção de dívida expressa em moeda estrangeira; já Arteta (2002) aponta, em uma amostra de países, que a dolarização dos depósitos bancários é maior sob o regime de câmbio flutuante, enquanto a dolarização do crédito não parece ser diferente sob os diferentes regimes. Portanto, o autor não encontra evidência de que o regime de câmbio fixo reduziria o descasamento cambial.

3 DADOS

A economia brasileira constitui um perfeito experimento natural para analisar o papel desempenhado pelo regime cambial na determinação da política financeira das empresas. O trabalho obtém dados de duas fontes principais: o

8. Bris e Koskinen (2002) também enfatizam o papel das diferenças setoriais na explicação de crises cambiais. Segundo a visão dos autores, a crise seria uma tentativa do governo de salvar os exportadores, dadas a sua alta alavancagem e a baixa lucratividade sob o regime de câmbio fixo.

9. Os autores argumentam que esse fato explicaria o *boom* observado no setor de bens não-comercializáveis antes das crises recentes.

sistema Económica de análise e o balanço anual das firmas. O Económica fornece dados sobre o mercado acionário e dados contábeis para todas as companhias de capital aberto. Também são coletados dados diretamente dos balanços anuais das empresas, caso a informação não esteja disponível ou para verificar sua qualidade. São utilizados dados de uma amostra de 145 empresas não-financeiras no período 1996-2004. Essas empresas estavam na amostra em 1996 e nela permaneceram até 2004. Adota-se esse procedimento para que haja uma comparação entre a política financeira sob os dois regimes cambiais. No caso de a empresa ter subsidiárias com capital aberto, utilizou-se o balanço consolidado das empresas; portanto, os dados correspondem a um total de 165 empresas.¹⁰ A descrição das variáveis utilizadas no texto está localizada no apêndice.

Uma vantagem deste trabalho em relação aos anteriores aqui mencionados é que dados sobre o uso de derivativos de moeda também estão disponíveis a partir de 1996, o que nos dá uma melhor figura sobre o descasamento no balanço das empresas e sobre o impacto do regime cambial na política financeira delas.¹¹

O uso de derivativos e a dívida em moeda estrangeira estão disponíveis no balanço anual das empresas nas notas explicativas. O total da dívida em moeda estrangeira está localizado no item empréstimos e financiamentos e o uso de derivativos encontra-se no item instrumentos financeiros. Não há informação sistemática sobre as vendas no mercado externo. Muitas vezes essa informação é encontrada em conjunto com o total de vendas, algumas vezes encontra-se nos comentários aos investidores ou nas notas explicativas. Caso alguma empresa tenha mencionado que é exportadora ou que usa derivativos, mas não forneceu o valor total (notacional), é que ela foi contatada diretamente através de correio eletrônico. No final, somente sete empresas mencionaram que são exportadoras ou que utilizam derivativos, não tendo informado os valores totais, sendo retiradas da amostra.

A tabela 1 mostra um resumo da estatística das principais variáveis utilizadas no trabalho. Os dados da tabela 1 mostram que houve mudanças no padrão do endividamento em moeda estrangeira das empresas brasileiras no período. O número de empresas com dívida em moeda estrangeira cresceu até 1998, alcançando o seu ápice nesse ano. Em 1999, houve uma queda e uma relativa estabilização, que durou até 2002, quando novamente o número de empresas com dívida em moeda estrangeira voltou a cair. Já a razão de dívida em moeda estrangeira sobre a dívida total, se não estável, pareceu ter uma

10. Supõe-se implicitamente, dessa maneira, que as empresas pertencentes a um mesmo conglomerado mantenham uma política financeira em comum.

11. Comissão de Valores Mobiliários (CVM), Instrução Normativa 235/1995.

TABELA 1

Descrição das principais variáveis utilizadas — 1996-2004

Variável	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Número total de empresas	145	145	145	145	145	145	145	145	145
Empresas com dívida em moeda estrangeira	120	122	127	121	119	119	117	111	110
Dívida em moeda estrangeira/dívida total (%)	51,2	52,2	51,6	53,9	54,5	54,6	54,4	48,2	45,6
Empresas usuárias de derivativos	12	15	23	28	40	56	65	56	55
Derivativos/ativos totais (%)	0,70	0,75	1,12	1,44	2,08	3,58	4,43	3,75	2,48
Derivativos/dívida em moeda estrangeira (%)	6,79	4,17	7,02	7,83	12,05	21,4	26,4	24,5	23,9
Dívida em moeda estrangeira sem proteção/dívida total (%)	47,4	49,6	47,8	49,5	47,5	42,5	40,2	36,3	35,4

tendência de alta no período 1996-2002. Após a crise de 2002, as empresas realizaram um forte esforço de redução da razão da dívida denominada em moeda estrangeira, a qual caiu para 45,6% em 2004, ficando quase 10% menor do que em 2002.

Os dados na tabela 1 mostram também que a política de utilização de derivativos passou por alterações no período. Entre 1996 e 1998, tanto o número de empresas que utilizavam derivativos de moeda quanto a razão de derivativos sobre os ativos totais são muito menores do que no período 1999-2004, com o máximo da utilização de derivativos acontecendo em 2002.

Interessante observar que, após a crise de 2002, houve uma queda na utilização de derivativos. Isso aconteceu devido ao fato de as empresas brasileiras utilizarem derivativos de moeda, principalmente para se protegerem de flutuações da taxa de câmbio sobre seu passivo (ROSSI, 2006); com a redução do endividamento em moeda estrangeira, as empresas também reduziram a quantia total de derivativos utilizada. Mas a tabela 1 mostra também que as empresas continuaram o processo, iniciado em 1999, de redução do seu passivo desprotegido em moeda estrangeira; assim, a razão dívida em moeda estrangeira sem proteção sobre a dívida total continuou com uma tendência de queda. Observa-se que o máximo de endividamento sem proteção ocorreu em 1997, sob o regime de câmbio fixo.

A tabela 2 faz uma análise do perfil das empresas com dívida denominada em moeda estrangeira. Os asteriscos apresentados na tabela mostram o resultado

TABELA 2

Perfil das empresas com dívida em moeda estrangeira — 1996-2004

		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Dívida em moeda estrangeira/dívida total (%)	Não-devedor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Devedor	58,1	59,0	58,1	61,5	61,8	62,5	63,2	59,1	56,7
Vendas externas/vendas totais (%)	Não-devedor	3,19	4,28	4,42	6,47	4,81	4,81	3,84	5,88	7,97
	Devedor	17,5*	17,1*	16,7*	18,8*	19,4*	20,2*	22,5*	20,9*	20,2*
Vendas totais (US\$ milhões)	Não-devedor	492	513	593	612	744	922	970	964	906
	Devedor	1096*	1213*	1272*	1575*	2091*	2511*	3028*	4010*	5012*
Margem bruta (%)	Não-devedor	29,1	25,9	24,1	21,8	19,9	23,2	23,4	27,4	25,3
	Devedor	24,7	25,2	25,8	29,5	28,8	28,9	30,2	28,2	29,6
Market-to-book	Não-devedor	0,84	0,68	0,44	0,65	0,75	0,56	0,47	0,89	0,87
	Devedor	0,86	0,74	0,54	1,35*	0,94*	0,87*	0,98*	1,57*	1,87*
ADR	Não-devedor	0,14	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
	Devedor	0,18	0,22*	0,22*	0,26*	0,29*	0,29*	0,31*	0,30*	0,32*
Nacionalidade	Não-devedor	0,95	0,95	0,94	1**	1**	0,96**	1**	1**	1**
	Devedor	0,89	0,89	0,86	0,82	0,82	0,82	0,82	0,82	0,82
Derivativos/ativos totais (%)	Não-devedor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Devedor	0,84*	0,87*	1,28*	1,68*	2,43*	4,27*	5,37*	4,80*	3,21*

Obs.: Asteriscos representam o resultado de *two-tailed Wilcoxon two-sample test* e são colocados sobre o maior valor.

* Significativo a 5%.

** Significativo a 10%.

de um teste *two-tailed Wilcoxon* para empresas com dívida denominada em moeda estrangeira e não devedoras. A hipótese nula testada é de que a diferença da mediana entre os dois grupos seria nula. Os asteriscos indicam as variáveis onde o teste rejeita a hipótese nula, e são colocados sobre o maior valor da variável.

Primeiramente, os resultados encontrados mostram a importância da receita em moeda estrangeira. Empresas com maior razão de vendas externas sobre as vendas totais mantêm um maior nível de endividamento em moeda estrangeira, devido à importância da receita em moeda estrangeira em atenuar os choques negativos representados por desvalorizações da moeda.

Os resultados mostram também que grandes empresas têm um acesso mais fácil a crédito em moeda estrangeira. Allayannis, Brown e Klapper (2003) vêem esse fato como resultado do baixo desenvolvimento do mercado financeiro

doméstico. Os autores argumentam que grandes empresas têm necessidade maior de crédito para satisfazer suas necessidades de investimento, e não podendo obtê-lo plenamente no mercado interno; devem procurar financiamento externo em moeda estrangeira. A alternativa indicada pela literatura é que a assimetria de informação sobre grandes empresas seria menor, o que facilitaria seu acesso ao mercado financeiro internacional.

Segundo a teoria do *pecking-order* da determinação da estrutura de capital das empresas, firmas mais lucrativas utilizariam primeiramente recursos próprios para financiar suas necessidades de investimento e só depois utilizariam dívida; por fim, lançariam mão do mercado acionário, devido a diferenças de custo entre as diferentes formas de financiamento. Portanto, haveria um relacionamento negativo entre alavancagem e lucratividade, o que pode ser estendido para a dívida denominada em moeda estrangeira. A tabela 2 não confirma esse fato. Os resultados mostram que, embora estatisticamente não-significativo, empresas mais lucrativas, representadas por sua margem bruta, mantêm uma razão mais alta de dívida em moeda estrangeira sobre a dívida total. Esse fato indica, provavelmente, que o mercado reconhece essas empresas como menos arriscadas para fornecimento de crédito e, portanto, mais de acordo com os tradicionais modelos de *trade-off* na determinação da estrutura de capital.

A teoria da estrutura de capital das firmas também argumenta que firmas com maiores oportunidades de investimento teriam uma alavancagem menor para evitar o problema de *debt overhang*; portanto, haveria um relacionamento negativo entre oportunidades de investimento e endividamento.¹² Os resultados encontrados não confirmam essa hipótese. Firms com dívida em moeda estrangeira apresentam maiores oportunidades de investimento representadas pela razão *market-to-book*.

Os dados na tabela 2 confirmam que empresas que emitiram American Depositary Receipts (ADR) e empresas estrangeiras têm um acesso mais fácil ao mercado internacional, sendo mais provável a possibilidade de manterem dívida em moeda estrangeira.

Por fim, a tabela 2 mostra que há uma relação positiva entre endividamento e utilização de derivativos, o que indica que as empresas brasileiras utilizam derivativos de moeda para proteger-se do efeito perverso de variações na taxa de câmbio sobre seus passivos.

Os resultados apresentados na tabela 2 são uma indicação das possíveis variáveis que explicariam diferenças entre as firmas, com relação à escolha da

12. Embora o modelo seja desenvolvido para a escolha da estrutura de capital e não para a determinação da composição da moeda do endividamento, pode-se estender para a alavancagem em moeda estrangeira.

denominação da moeda de seu endividamento. Na próxima seção, será analisado um modelo para testar se o regime cambial também afeta a escolha da firma, e as variáveis analisadas serão utilizadas como controle na estimação.

4 MODELO E RESULTADOS

4.1 Modelo

Com o objetivo de formalizar a análise empírica, é utilizado o modelo desenvolvido por Holmstrom e Tirole (1997) e estendido por Martinez e Werner (2002) para analisar o papel do regime cambial na política de endividamento das firmas.

O modelo tem dois períodos. No primeiro, contratos são assinados e decisões de investimento são feitas. No segundo, o retorno do investimento é realizado e acordos são cumpridos. Existem três partes, todas neutras ao risco: empreendedores, bancos domésticos que funcionam como intermediários financeiros, e investidores estrangeiros.

Uma quantia A de capital pertence aos empreendedores. O empreendedor deseja investir uma quantia I . Caso I exceda A , o empreendedor deve pegar emprestado a diferença $I - A$ com os bancos domésticos em moeda nacional ou com os investidores estrangeiros em dólares.

Empreendedores podem escolher entre três versões do projeto: uma versão boa, na qual o benefício privado é nulo e a probabilidade de sucesso é P_b ; um projeto ruim com baixo benefício privado b ; e um projeto ruim que fornece um benefício privado B , onde $B > b > 0$. Para ambos os projetos ruins, a probabilidade de sucesso é dada por P_r , onde $P_b > P_r$. Como observado por Holmstrom e Tirole (1997), o benefício privado pode ser visto como o custo de oportunidade de gerir o projeto de maneira cuidadosa e, dado que os dois projetos têm a mesma probabilidade de sucesso, o empreendedor sempre escolherá o projeto de maior benefício privado (B) sobre o outro, independentemente do contrato estipulado.

Observe-se que há então um claro problema de risco moral com relação ao comportamento das firmas. Caso não sejam devidamente monitoradas, ou na falta de adequados incentivos, elas não irão se comportar de forma adequada, reduzindo deliberadamente a probabilidade de sucesso do projeto com o objetivo de obter o benefício privado (B).

Nessa situação, a função dos bancos domésticos será agir como intermediários financeiros através do monitoramento dos empreendedores, reduzindo o problema de risco moral. O monitoramento dos bancos não consegue eliminar

completamente o problema, somente evita que as firmas obtenham o benefício privado B , ou seja, reduz o custo de oportunidade de ser diligente.

Dado que o monitoramento pelos bancos é custoso, e o custo de monitoramento é dado por $c > 0$ por unidade de investimento, os bancos também se vêem com um problema de risco moral. Com o objetivo de que o monitoramento seja crível, eles devem investir parte de seu capital próprio no projeto. Os bancos domésticos demandam então uma taxa de retorno r no seu investimento. Finalmente, investidores estrangeiros são desinformados e demandam uma taxa de retorno r^* .

Segundo Martinez e Werner (2002), o contrato ótimo especifica quanto cada parte deverá investir e qual será o pagamento como função do resultado do projeto. Um contrato ótimo estabelecerá que os empreendedores devam investir todo o seu capital A , e todos são pagos 0 no caso de falha do projeto. Já no caso de o projeto ser bem-sucedido, a firma, o banco doméstico e o credor externo são pagos, respectivamente, $R_f > 0$, $R_b > 0$ e $E_{t+1} \cdot R_u > 0$, sendo que R_u é o retorno em dólares e E_{t+1} é a taxa de câmbio no segundo período.

O investimento tem uma taxa de retorno por unidade de investimento dada por $R = S_d \cdot E_{t+1} + S_p - W_p$, onde S_d representa as vendas da firma em moeda estrangeira, S_p é o total de vendas domésticas e W_p é o custo total em moeda doméstica. O retorno do investimento R é dividido entre todas as partes; portanto,

$$R_f + R_b + E_{t+1} \cdot R_u \leq R \cdot I \quad (1)$$

O investimento total deve ser financiado por todas as partes; portanto,

$$A + I_b + E_t \cdot I_u = I \quad (2)$$

onde A é o capital do empreendedor, I_b é o investimento do banco doméstico e I_u é o investimento do credor estrangeiro.

A restrição de incentivo para a firma escolher o projeto bem-sucedido e para o banco agir como monitor é dada por:

$$R_f \geq \frac{b \cdot I}{P_b - P_l} \quad (3)$$

$$R_b \geq \frac{c \cdot I}{P_b - P_l} \quad (4)$$

Considerando-se que os bancos domésticos demandam uma taxa de retorno r e o investidor estrangeiro demanda uma taxa de retorno r^* , as restrições de participação são dadas por:

$$R_b \geq \frac{r \cdot I_b}{P_b} \quad (5)$$

$$R_u \geq \frac{r^* \cdot I_u}{P_b} \quad (6)$$

Dados r , r^* e A , empreendedores escolhem I , R_b , R_u , I_b e I_u com o objetivo de maximizar os lucros sujeitos às equações (1) a (6). Em equilíbrio, todas as restrições estarão valendo, dada a função lucro das firmas. Após alguma álgebra,¹³ obtém-se:

$$\frac{E_t \cdot I_u}{E_t \cdot I_u + I_b} = \frac{\frac{P_b}{r^*} \left[E_t \cdot S_d + \left(S_p - W_p - \left(\frac{c+b}{P_b - P_l} \right) \right) \cdot \frac{E_t}{E_{t+1}} \right]}{\frac{P_b}{r^*} \left[E_t \cdot S_d + \left(S_p - W_p - \left(\frac{c+b}{P_b - P_l} \right) \right) \cdot \frac{E_t}{E_{t+1}} \right] + \frac{P_b}{r} \cdot \frac{c}{P_b - P_l}} \quad (7)$$

A equação (7) mostra que a razão da dívida em moeda estrangeira sobre a dívida total é positivamente relacionada com a probabilidade de sucesso P_b e negativamente relacionada com as taxas de juros r e r^* , com o custo de

13. Vai além do objetivo do trabalho descrever os detalhes da derivação da equação. Para maiores detalhes, ver Martinez e Werner (2002).

monitoramento c e com o benefício privado b . Rearranjando (7) e observando que o denominador representa o endividamento total da firma, temos que:

$$\frac{E_t \cdot I_u}{E_t \cdot I_u + I_b} = \frac{P_b}{r^*} \cdot \frac{\text{Vendas externas}}{\text{Dívida total}} + \frac{P_b}{r^*} \cdot \frac{E_t}{E_{t+1}} \cdot \left[\frac{\text{Vendas domésticas líquidas}}{\text{Dívida total}} - \left(\frac{(a+b)/P_b - P_l}{\text{Dívida total}} \right) \right] \quad (8)$$

A equação (8) nos dá a base para testar se o regime cambial afetou a política de endividamento das empresas. Se existem garantias implícitas, credores irão dar o mesmo peso para a receita expressa em moeda doméstica ou estrangeira, desconsiderando o risco cambial; portanto, nesse caso, o coeficiente da razão vendas domésticas sobre a dívida total e o coeficiente da razão das vendas domésticas líquidas sobre a dívida total serão estatisticamente iguais.

Contudo, se os credores estão atentos a esse risco, o peso dado à receita em moeda doméstica irá se reduzir mediante a expectativa de desvalorização. Isso acontece porque a desvalorização reduzirá o valor da receita doméstica em moeda estrangeira, reduzindo assim a renda que o credor pode pleitear em moeda estrangeira e, conseqüentemente, a quantia investida no projeto. Esse efeito será tão maior quanto menores forem as vendas externas da empresa, pois empresas exportadoras serão menos afetadas pela desvalorização; portanto, espera-se que, caso não haja as garantias implícitas, não só os coeficientes das razões da venda externa e da venda doméstica sobre a dívida total sejam diferentes, mas que haja um peso menor para as vendas no mercado doméstico, pois estas são um péssimo “colateral” em caso de desvalorização da moeda. Já a receita em moeda estrangeira serviria como um “*hedge* natural” para as flutuações da taxa de câmbio.

4.2 Metodologia

Dada a equação (8), a seguinte nova equação é estimada:

$$\left(\frac{\text{Dívida em moeda estrangeira}}{\text{Dívida total}} \right)_{it} = \alpha_i + \beta \cdot \left(\frac{\text{Venda externas}}{\text{Dívida total}} \right)_{it} + \delta \cdot \left(\frac{\text{Vendas domésticas}}{\text{Dívida total}} \right)_{it} + \chi \cdot \text{controles}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Nela, a dívida em moeda estrangeira pode ser tanto a dívida em moeda estrangeira total quanto a dívida em moeda estrangeira sem proteção. Essa é uma vantagem do trabalho em relação ao desenvolvido por Martinez e Werner (2002). Com os dados utilizados, tem-se uma melhor figura sobre a exposição cambial do passivo das empresas, pelo fato de nossa base de dados conter informação sobre a utilização de derivativos por parte dessas; portanto, será possível analisar a robustez dos resultados utilizando-se as duas especificações: uma com a dívida total e outra com a dívida total sem proteção.

As variáveis de controle são as mesmas mencionadas na tabela 2 e discutidas na literatura como possíveis determinantes da estrutura de capital da firma. Note-se que tanto a variável ADR como nacionalidade também são *proxies* que controlam os custos de monitoramento pelos bancos e os benefícios de desvio por parte das firmas.

Considerando-se a estrutura dos dados apresentada, na qual temos uma série de firmas durante o período 1996-2004, foi utilizada uma estimação de painel em dois períodos distintos. De 1996 a 1998, sob o regime de câmbio “fixo” e de 2000 a 2004, já sob o regime de câmbio flexível.

O ano de 1999 é descartado por ser o ano da crise. Utilizá-lo na estimação dificultaria a interpretação dos resultados, pois a hipótese a ser testada relaciona uma mudança de comportamento das firmas sob diferentes regimes cambiais e, no referido ano, embora o regime de câmbio “fixo” tenha sido mantido por pouco tempo, os dois regimes coexistiram.

A utilização do painel, em vez de uma equação *cross-section* para diferentes anos, permite a ampliação da amostra, aumentando assim os graus de liberdade e reduzindo a possibilidade de colinearidade entre as variáveis.

Dada a característica da variável dependente que se encontra no intervalo $[0,1]$, uma estimação pelo método *tobit* é realizada. A utilização de um modelo linear seria incorreta, já que não leva em conta a característica da variável dependente que está claramente limitada entre os valores 0 e 1.¹⁴ O termo α_i é tratado como um efeito aleatório, devido à estimação de um modelo *tobit*.

É testada a hipótese de que, durante o regime de câmbio “fixo” e flexível, o coeficiente da razão vendas externas sobre a dívida total (β) seria igual ao coeficiente da razão vendas domésticas sobre a dívida total (δ). Caso o teste não rejeite essa hipótese, pode-se concluir que os agentes desconsideram o risco

14. Importante observar que os resultados apresentados são robustos ao método de estimação. Caso sejam feitas estimações com um painel com efeitos fixos ou aleatórios, ou Pooled OLS, os resultados ficariam inalterados. Decidiu-se pela estimação de um modelo *tobit* exclusivamente pela característica da variável de endividamento.

cambial devido à existência de garantias implícitas.¹⁵ Por outro lado, caso o teste rejeite a hipótese nula de igualdade, pode-se concluir que os agentes estavam conscientes do risco de manter posições descaçadas em seus balanços, tentando equilibrar a composição em relação à moeda de seus ativos e passivos.

4.3 Resultados

As tabelas 3 e 4 mostram os resultados da estimação de (9). Os resultados confirmam, independentemente da especificação utilizada, a hipótese de que o regime de câmbio prevalente no período de 1996 a janeiro de 1999 levou

TABELA 3

Resultados da estimação

(Variável dependente: dívida total em moeda estrangeira/dívida total)

	Fixo	Flexível	Fixo	Flexível
Constante	-0,541 (0,101)*	-0,0488 (0,0687)	-0,496 (0,114)*	-0,085 (0,073)
Vendas externas/dívida total	-0,215 (1,50)	0,324 (0,162)*	-0,044 (0,108)	0,283 (0,165)**
Vendas domésticas/dívida total	-0,025 (0,027)	-0,210 (0,042)*	-0,027 (0,027)	-0,191 (0,0418)*
Log (ativos totais)	0,076 (0,0075)*	0,0398 (0,0049)*	0,075 (0,0079)*	0,051 (0,0018)*
ADR			0,0474 (0,0573)	0,050 (0,024)*
Margem bruta			-0,0812 (0,106)	0,192 (0,069)*
Market-to-book			-0,0063 (0,0101)	-0,0117 (0,0055)*
Nacionalidade			-0,0111 (0,0339)	-0,235 (0,0212)*
N	435	725	435	725
χ^2	0,02	8,89	0,00	67,21
Valor-p	0,8994	0,0029	0,9869	0,00

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses.

* Significativo a 5%.

** Significativo a 10%.

15. Note-se que garantias implícitas podem existir *ex ante* em ambos os regimes cambiais. Por exemplo, se houver *fear of floating* durante o regime de câmbio flexível, os agentes podem desconsiderar o risco cambial, já que a autoridade monetária sempre tentará limitar a volatilidade da taxa de câmbio.

TABELA 4

Resultados da estimação

(Variável dependente: dívida total em moeda estrangeira sem proteção/dívida total)

	Fixo	Flexível	Fixo	Flexível
Constante	-0,498 (0,123)	-0,687 (0,279)*	0,129 (0,242)	-0,253 (0,206)
Vendas externas/dívida total	-0,786 (0,752)	1,27 (0,36)*	-0,018 (0,013)	0,949 (0,329)*
Vendas domésticas/dívida total	0,0175 (0,294)	-0,269 (0,269)	-0,095 (0,313)	-0,297 (0,238)
Log (ativos totais)	0,072 (0,0091)*	0,073 (0,018)*	0,0353 (0,016)*	0,043 (0,0143)*
ADR			-0,0049 (0,056)	0,129 (0,072)**
Margem bruta			-0,199 (0,146)	-0,080 (0,059)
<i>Market-to-book</i>			-0,0122 (0,0192)	0,0041 (0,135)
Nacionalidade			-0,0418 (0,0719)	0,00483 (0,014)
N	435	725	435	725
χ^2	1,31	7,34	1,92	5,79
Valor-p	0,2520	0,0067	0,1656	0,0162

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses.

* Significativo a 5%.

** Significativo a 10%.

credores e devedores a desconsiderar o risco cambial, viesando o endividamento para a direção de dívida em moeda estrangeira. Sob o regime de câmbio fixo, para qualquer especificação, tanto o coeficiente da razão das vendas externas sobre a dívida total quanto o das vendas internas sobre a dívida total não são estatisticamente significativos a 10%, e não se pode rejeitar a hipótese de que ambos os coeficientes sejam iguais.

Interessante observar que, sob o regime de câmbio fixo, somente o tamanho da empresa representado pelo logaritmo dos ativos totais passa a ser determinante para a razão dívida em moeda estrangeira sobre a dívida total, o que pode reforçar a idéia da existência de garantias implícitas do regime cambial. Dada a probabilidade de ocorrência da crise, credores estenderam crédito para empresas

maiores cuja probabilidade de recebimento de ajuda governamental, caso uma crise ocorresse, seria maior, não se considerando a importância da receita em moeda estrangeira como fator atenuador da crise externa.

Note-se que, com a mudança do regime cambial, uma nova imagem surge sobre os determinantes do endividamento em moeda estrangeira das empresas brasileiras. Sob o regime de câmbio flexível, o teste rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes a 1% de nível de significância. Os resultados também mostram que sob o regime de câmbio flexível, ambos os coeficientes tornam-se estatisticamente significativos, sendo que o coeficiente da razão das vendas externas sobre a dívida total é positivo e o coeficiente da razão das vendas domésticas sobre a dívida total é negativo; portanto, exportadores passaram a ficar mais expostos a flutuações da taxa de câmbio, dado que sua renda em dólar é menos sensível a variações dessa taxa, indicando que houve uma redução da vulnerabilidade do setor privado.

As tabelas 3 e 4 mostram também que, sob o regime de câmbio flexível, outras variáveis passaram a determinar a alavancagem em moeda estrangeira das empresas. Os resultados confirmam que, quanto menor o custo de monitoramento representado pela emissão de ADRs e pela nacionalidade da empresa, maior será a proporção da dívida em moeda estrangeira no endividamento total da empresa. Embora somente o primeiro resultado seja robusto com relação à especificação, há indicação de que empresas que emitiram ADRs e empresas de capital estrangeiro mantêm uma proporção maior de dívida em moeda estrangeira.

Embora não sejam robustos com relação à definição da variável dependente,¹⁶ os resultados encontrados na tabela 3 confirmam os modelos de *trade-off* sobre a determinação da estrutura de capital. Empresas mais lucrativas, representadas pela margem bruta, apresentam uma relação maior da dívida em moeda estrangeira sobre a dívida total, pois devem obter crédito mais barato no mercado.

Os resultados na tabela 3 mostram a existência de um relacionamento negativo entre oportunidade de investimento e endividamento em moeda estrangeira. Empresas com maiores oportunidades de crescimento evitam manter dívida em moeda estrangeira, pois podem ser surpreendidas por choques externos negativos, evitando assim o problema de *underinvestment* discutido pela literatura sobre a determinação da estrutura de capital das firmas.

16. Esse fato não é surpreendente, já que diversas variáveis utilizadas são explicativas da determinação da estrutura de capital da empresa e do *hedging* ótimo da firma, o que pode gerar uma compensação, fazendo com que a variável não seja significativa. Para os determinantes da utilização de derivativos no Brasil, ver Rossi (2006).

5 CONCLUSÃO

Este trabalho analisa o relacionamento entre o endividamento em moeda estrangeira e o regime cambial para uma amostra de empresas brasileiras de capital aberto no período 1996-2004, quando o país adotou um regime de câmbio “fixo” (1996-janeiro 1999) e um regime de câmbio flutuante (1999 até os dias atuais).

Utilizando um modelo desenvolvido por Holmstrom e Tirole (1997) e estendido por Martinez e Werner (2002), o trabalho confirma a hipótese de que a escolha do regime cambial afeta a escolha do endividamento da empresa em moeda estrangeira ou moeda doméstica. O regime de câmbio “fixo” gerou descasamentos no balanço das empresas, pois fez com que credores e devedores desconsiderassem o risco de possíveis flutuações na taxa de câmbio. O trabalho mostra também que o regime de câmbio flexível alterou esse panorama, fazendo com que as empresas tomassem mais seriamente o risco de manter posições descasadas em seus balanços.

Os resultados indicam que, sob o câmbio flutuante, o setor privado passou a reduzir sua vulnerabilidade externa através de um melhor casamento entre seu passivo e ativo, o que, caso seja seguido pelo setor público, certamente levará a uma menor vulnerabilidade do país a choques externos negativos, e a mudanças drásticas nos rumos da economia. A escolha do regime cambial não é a solução final para a eliminação do risco externo, mas certamente é parte importante da solução do problema.

ABSTRACT

This paper analyzes the relationship between the currency composition of corporate debt and the exchange rate regime for a sample of Brazilian companies between 1996 and 2004. Using a model developed by Holmstrom and Tirole (1997) and extended by Martinez and Werner (2002), the paper tests whether the fixed exchange rate regime due to the existence of implicit guarantees given by the government biased corporate borrowing towards foreign currency denominated debt. In addition, the paper also tests whether the floating exchange rate regime led companies to take seriously their exchange rate exposure, reducing the amount of foreign currency debt. The results presented by the paper confirm both hypotheses, indicating the existence of a relationship between corporate financial policies and the exchange rate regime.

REFERÊNCIAS

- AGHION, P.; BACHETTA, P.; BANERJEE, A. A simple model of monetary policy and currency crises. *European Economic Review*, v. 44, p. 728-738, 2000.
- ALLAYANNIS, G.; BROWN, G.; KLAPPER, L. Capital structure and financial risk: evidence from foreign debt use in East Asia. *The Journal of Finance*, v. LVIII, n. 6, 2003.
- ARTETA, C. *Exchange rate regimes and financial dollarization: does flexibility reduce bank currency mismatches?* 2002, mimeo (Fed Research Papers).

BRIS, A.; KOSKINEN, Y. Corporate leverage and currency crises. *Journal of Financial Economics*, v. 63, p. 275-310, 2002.

BURNSIDE, C.; EICHEMBAUM, M.; REBELO, S. *Hedging and financial fragility in fixed exchange rate regimes*. 1999 (NBER Working Paper, n. 7.143).

CALVO, G.; MISHKIN, F. The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 17, n. 4, p. 99-118, 2003.

CEPPEDES, L.; CHANG, R.; VELASCO, A. *IS-LM-BP in the pampas*. 2002 (NBER Working Paper, n. 9.337).

CORSETTI, G.; PESENTI, P.; ROUBINI, N. *What caused the Asian currency and financial crisis?* 1998 (NBER Working Paper, n. 6.833; 6.834).

———. Paper tigers? A model of the Asian crisis. *European Economic Review*, v. 43, p. 1.211-1.236, 1999.

DOOLEY, M. *A model of crises in emerging markets*. 1997 (NBER Working Paper, n. 6.300).

EICHENGREEN, B.; HAUSMANN, R. *Exchange rate and financial fragility*. 1999 (NBER Working Paper, n. 7.418).

HOLMSTROM, B.; TIROLE, J. Financial intermediation, loanable funds and the real sector. *Quarterly Journal of Economics*, v. CXII, n. 3, p. 663-691, 1997.

MARTINEZ, L.; WERNER, A. The exchange rate regime and the currency composition of corporate debt: the Mexican experience. *Journal of Development Economics*, v. 69, p. 315-334, 2002.

ROSSI, J. *The use of currency derivatives by Brazilian companies: an empirical investigation*. São Paulo: Ibme, 2006. Mimeo.

SCHNEIDER, M.; TORNELL, A. *Boom-bust cycles and the balance-sheet effect*. UCLA, 2003. Mimeo.

(Originais recebidos em novembro de 2006. Revistos em dezembro de 2006.)

APÊNDICE

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

ADR – variável *dummy* que assume o valor 1 se a empresa emitiu ADR e 0, caso contrário.

Ativos totais – valor total em reais dos ativos da empresa.

Vendas domésticas – total das vendas no mercado interno expresso em reais.

Vendas externas – total das vendas no mercado externo expresso em reais convertido pela taxa de câmbio de fim de período.

Dívida total – soma da dívida em moeda estrangeira e a dívida em reais.

Dívida em moeda estrangeira total – dívida expressa em moeda estrangeira, se necessário, convertida em reais pela taxa de câmbio de fim de período.

Dívida em moeda estrangeira sem proteção – dívida expressa em moeda estrangeira menos a quantia de derivativos utilizados pela empresa.

Margem bruta – Ebit (lucro na atividade, ou seja, antes de juros e imposto de renda) dividido pelas vendas totais.

Derivativos – valor total do uso de derivativos de moeda.

Market-to-book – razão entre o valor de mercado da firma e o patrimônio líquido.

Nacionalidade – variável *dummy* que assume o valor 1 se a empresa é brasileira e 0, caso contrário.

IMPACTOS DA INTEGRAÇÃO COMERCIAL SOBRE A AGRICULTURA FAMILIAR NO BRASIL*

Angelo Costa Gurgel**

O presente estudo estima os resultados de cenários de acordos comerciais sobre a economia, os setores produtivos e as famílias brasileiras, considerando a divisão entre domicílios rurais e urbanos e entre agricultura familiar e patronal. Utiliza-se um modelo computável de equilíbrio geral com a base de dados mais recente do Global Trade Analysis Project (GTAP), modificado para representar diferentes tipos de domicílios brasileiros. Os cenários simulados incluem liberalização multilateral, acordos regionais e acordos entre blocos. Em geral, a agricultura familiar é beneficiada pelos acordos e observa-se uma diminuição do diferencial de renda rural-urbano. Contudo, existe tendência ao aumento na concentração da renda na agricultura, com ganhos mais pronunciados para a agricultura patronal, enquanto trabalhadores rurais desprovidos de terra e escolaridade são prejudicados.

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas tem ocorrido uma intensa proliferação de acordos regionais de comércio e aprofundamento das relações comerciais entre países e blocos em todo o mundo. No âmbito da Organização Mundial do Comércio (OMC), os acordos multilaterais firmados na Rodada do Uruguai foram acompanhados de uma intensa procura por maior integração comercial entre os países e continentes.

Diversos estudos têm procurado discutir e mensurar possíveis impactos de acordos comerciais para o Brasil e para os países parceiros nos acordos. Acordos como a Área de Livre Comércio das Américas (Alca) e a área de livre comércio entre os países do Mercosul e da União Européia (UE), novas rodadas de liberalização comercial multilateral no âmbito da OMC, acordos comerciais com países específicos (Estados Unidos, México) ou blocos (Comunidade Andina), ou mesmo de reduções unilaterais de restrições comerciais por parte do Brasil, têm sido objeto de estudo desses trabalhos. Exemplos desses trabalhos seriam aqueles desenvolvidos por Carvalho *et al.* (1999), Mensbrugghe e Guerrero (2000), Hinojosa-Ojeda e Robinson (2000), Batista (2000, 2001), Figueiredo, Ferreira e Teixeira (2001), Pereira (2001), Diao, Díaz-Bonilla e Robinson (2001), Decreux e Guérin (2001), Roland-Holst e Van der Mensbrugghe (2001), Haddad, Domingues e Perobelli (2001, 2002), Gurgel, Bitencourt e Teixeira (2002), Gurgel e Campos (2003, 2006), Monteagudo e Watanuki (2003), Harrison *et al.* (2003), Hertel *et al.* (2003), Ferreira Filho e Horridge (2004, 2005), Anderson *et al.* (2005),

* Trabalho desenvolvido com auxílio financeiro do CNPq. O autor agradece a Joaquim Guilhoto por fornecer dados importantes para a realização da pesquisa, bem como aos dois pareceristas anônimos pelas críticas e correções sugeridas.

** Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP), Universidade de São Paulo (USP).

Antimiani, Conforti e Salvatici (2005), Bussolo, Lay e Mensbrugghe (2005) e Gurgel (2006).

De particular interesse para o Brasil são os debates em torno da maior liberalização comercial de produtos do agronegócio. Como destacado por Jank e Jales (2003), as discussões em torno da agricultura são alguns dos assuntos de maior controvérsia em todas as esferas de negociação: multilateral, hemisférica, birregional, sub-regional e bilateral. De acordo com esses autores, grande parte dos entraves observados atualmente nas discussões da Rodada do Milênio da OMC, da Alca e do acordo Mercosul-UE está ligada diretamente ao tema agricultura.

De acordo com Cline (2003), a redução de barreiras comerciais na agricultura levaria ao aumento dos preços domésticos desses produtos nos países exportadores em desenvolvimento, beneficiando os produtores rurais e contribuindo, portanto, para a redução da desigualdade de renda mundial. Hertel, Keeney e Valenzuela (2004) afirma que, no âmbito da Rodada de Desenvolvimento de Doha da OMC, os impactos potenciais das políticas agrícolas dos países desenvolvidos sobre as famílias de baixa renda, particularmente as rurais, ocupam papel central nas negociações. Segundo esses autores, reduções nas barreiras comerciais possibilitariam a redução da pobreza entre os produtores dos países pobres. No mesmo sentido, Buetre *et al.* (2004) destacam o papel da agricultura nos países em desenvolvimento e afirmam que, por haver maior concentração de pessoas pobres nas áreas rurais, a pobreza tende a ser reduzida diante de medidas de abertura comercial que favoreçam a agricultura.

No caso específico do Brasil, Harrison *et al.* (2003) mensuraram os efeitos de diferentes opções de integração comercial sobre a pobreza rural e urbana. Esses autores concluíram que, com a integração comercial, o aumento das exportações de produtos agropecuários melhora a remuneração do trabalho não-qualificado, impactando de forma favorável na distribuição de renda, principalmente entre as famílias rurais. Já Barreto, Castelar e Benevides (2003) afirmam que os efeitos da redução de barreiras comerciais sobre a distribuição de renda estariam relacionados ao grau de qualificação da mão-de-obra utilizada nos diversos setores da atividade econômica dos países pobres. Esses autores concluem que, para o Brasil, uma política comercial de promoção das exportações de produtos industriais em relação aos básicos tende a aumentar a concentração de renda.

Hertel *et al.* (2003) mensuram mudanças na distribuição de renda no Brasil a partir da remoção multilateral de barreiras comerciais. Concluem que a pobreza no Brasil tende a reduzir-se devido a uma sensível melhora na renda dos domicílios brasileiros que se sustentam predominantemente do setor agropecuário. Por sua vez, Ferreira Filho e Horridge (2004, 2005) obtêm resultados de redução da pobreza no Brasil a partir da total eliminação de tarifas entre os países das Américas

e de acordos multilaterais na Rodada de Doha. Segundo os autores, a redução do desemprego de trabalhadores menos qualificados, absorvidos principalmente pelos setores agrícolas, explicaria os resultados positivos de redução da pobreza.

Azzoni *et al.* (2005) estimam impactos da redução dos subsídios agrícolas no mundo sobre a distribuição de renda e a pobreza no Brasil. Os autores encontram resultados de melhoria na renda média das famílias de agricultores familiares e de pessoas empregadas na agricultura. Bussolo, Lay e Mensbrugghe (2005), estudando o mesmo tema, concluem que um acordo no âmbito da Rodada de Doha traz poucos efeitos sobre a distribuição de renda, enquanto uma liberalização multilateral ampla traria ganhos substanciais para os grupos de famílias mais pobres no Brasil, principalmente os ligados à agricultura.

Em geral, os estudos empíricos sobre o tema no Brasil mostram que os grupos de renda que se ocupam da agricultura são beneficiados com os acordos comerciais e, portanto, por terem renda média inferior aos grupos urbanos, contribuem para a diminuição da pobreza e da desigualdade de renda no país. Tais estudos consideram desagregações de domicílios e grupos de renda agropecuários e não-agropecuários. Contudo, com exceção do trabalho de Azzoni *et al.* (2005), tais estudos não separam domicílios com base na caracterização do universo da agricultura familiar no Brasil.

Como se sabe, a desigualdade de renda na agricultura e a heterogeneidade de grupos agrícolas são imensas. Além disso, a dicotomia entre agricultura moderna e geralmente voltada para exportação e agricultura para abastecimento interno ainda é objeto de discussão e permite levantar importantes questões sobre os resultados dos estudos anteriores. Dessa forma, ganhos para as famílias agrícolas advindos da abertura comercial parecem ser evidentes no caso dos produtores especializados na produção de bens exportados pelo Brasil, bens esses geralmente bastante protegidos nos mercados mundiais. Contudo, no caso dos estudos anteriores, as subdivisões dos domicílios agrícolas ou de grupos de renda com origem na agricultura não são capazes de captar diferenças entre aqueles que cultivam produtos destinados às exportações e os que se dedicam a produtos para o abastecimento interno.

Como citado anteriormente, o estudo de Azzoni *et al.* (2005) considera importantes diferenças entre grupos de agricultores, sendo pioneiro na diferenciação da agricultura familiar da agricultura patronal (ou comercial, como definido pelos autores) nesse tipo de estudo. Contudo, os autores apenas simulam os efeitos de reduções multilaterais de subsídios sobre produtos agrícolas, não permitindo extrair conclusões sobre os impactos de redução de outras barreiras comerciais.

A divisão de grupos de renda considerando-se as diferenças entre agricultura familiar e patronal permite responder a questões que não podem ser direcionadas pelos estudos anteriores, como: os acordos comerciais trazem ganhos generalizados

para a grande maioria das famílias agrícolas ou apenas para a agricultura patronal? A agricultura familiar perde com a maior integração comercial? Dentro da agricultura familiar, quais os grupos mais beneficiados (ou prejudicados)? Os trabalhadores na agropecuária, desprovidos de terra e capital, ganhariam com a integração? As famílias urbanas têm mais a ganhar com a integração que as famílias rurais?

Nesse sentido, o objetivo do presente estudo é estimar os possíveis resultados de acordos comerciais em discussão sobre a economia, os setores produtivos e as famílias brasileiras, considerando a divisão entre famílias rurais e urbanas e entre agricultura familiar e patronal. Em relação aos estudos anteriores, este trabalho apresenta a inovação de considerar a divisão das famílias brasileiras em domicílios que captam o universo da agricultura familiar e dos trabalhadores na agropecuária, ao mesmo tempo em que simula um amplo leque de cenários de abertura comercial.

Essa forma alternativa de divisão dos domicílios brasileiros foi escolhida por três motivos. Primeiro, por apresentar resultados dos acordos comerciais para as famílias que vivem da agropecuária. Segundo, por explorar a controversa dicotomia da agricultura brasileira entre propriedades patronais que utilizam tecnologia moderna e são orientadas para as exportações e propriedades familiares, supostamente mais intensivas em trabalho e voltadas, em geral, para a subsistência e a produção de bens para o mercado interno. E, terceiro, por permitir orientar as políticas públicas na direção das melhores alternativas para o universo da agricultura familiar, considerado nos últimos anos o grupo prioritário no âmbito da política agrícola e fundiária.

Em relação a alguns estudos anteriores sobre o tema, este trabalho não pretende analisar mudanças no nível de pobreza de diferentes classes de renda, mas, sim, comparar as mudanças na distribuição de renda entre domicílios da agricultura familiar, da agricultura comercial e de trabalhadores na agricultura, em relação a domicílios urbanos.

Na próxima seção apresenta-se uma caracterização da agricultura familiar, na forma como esse conceito foi utilizado no presente estudo. Na terceira seção descreve-se o modelo utilizado com as modificações para desagregação dos domicílios brasileiros em diferentes tipos. Além disso, os dados iniciais são apresentados e os cenários simulados são descritos. A quarta seção apresenta os resultados dos cenários. As conclusões são delineadas na última seção.

2 CARACTERIZAÇÃO DA AGRICULTURA FAMILIAR

O estudo do Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária/Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (Incra/FAO, 2000) utilizou os dados do Censo Agropecuário do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

(IBGE) de 1995-1996 para caracterizar os agricultores familiares a partir de suas relações sociais de produção, em vez de seguir a tendência de atribuir um limite máximo de área ou de valor de produção à unidade familiar na diferenciação desta da agricultura patronal.¹ A agricultura familiar é definida pelos estabelecimentos em que a direção dos trabalhos é exercida pelo produtor e o uso do trabalho familiar é superior ao uso do trabalho contratado. Além disso, uma área regional máxima limita os estabelecimentos familiares.

De acordo com os dados da referida pesquisa, a agricultura familiar no Brasil representava em 1995-1996 cerca de 85% do total de estabelecimentos, ocupando 30% do total da área agrícola e sendo responsável por cerca de 38% do valor bruto da produção agropecuária (tabela 1). A área média dos estabelecimentos familiares variava segundo as regiões, sendo de 26 ha para o país como um todo. No Nordeste observam-se as menores médias em área (17 ha), enquanto no Centro-Oeste chegam a 84 ha. A renda monetária anual média dos estabelecimentos familiares no Brasil era de R\$1.783 em 1995-1996, enquanto nos estabelecimentos comerciais (ou patronais) era de R\$16.400 (Incra/FAO, 2000).

Em relação à participação da agricultura familiar na produção dos produtos agropecuários no Brasil, os dados do projeto Incra/FAO (2000) para os anos de 1995-1996 (tabela 2) evidenciam expressiva contribuição da agricultura familiar. Em termos de valor bruto da produção, essa participação foi de cerca de 97% no caso do fumo, 84% da mandioca, 67% do feijão, 58% dos suínos, 52% da pecuária leiteira. Produtos como milho, uva, aves e ovos, algodão, soja e arroz também possuem considerável participação da agricultura familiar na produção nacional. Percebe-se que a caracterização da agricultura em familiar e patronal, portanto,

TABELA 1

Estatísticas selecionadas da agricultura brasileira – 1995-1996

	Agricultura familiar	Agricultura patronal	Outros ^a	Total
Número de estabelecimentos	4.139.369	554.501	165.994	4.859.864
Estabelecimentos sobre o total (%)	85	11	4	100
Área total (mil ha)	107.768	240.042	5.801	353.611
Participação na área agrícola ocupada do país (%)	30	68	2	100
Área média/estabelecimento	26 ha	433 ha	-	-
Renda monetária média	R\$1.783	R\$16.400	-	-

Fonte: Incra/FAO (2000).

^a Instituições PIA ou religiosas, entidades públicas e não identificadas.

1. Neste estudo a agricultura patronal (algumas vezes também denominada agricultura capitalista, em oposição à agricultura familiar) também será chamada de agricultura comercial.

TABELA 2

Brasil: participação da agricultura familiar no valor bruto da produção nacional de produtos selecionados – 1995-1996

(Em %)

Pecuária de corte	Pecuária de leite	Suínos	Aves/ovos	Arroz	Banana	Café
24	52	58	40	31	58	25
Feijão	Fumo	Laranja	Mandioca	Milho	Soja	Uva
67	97	27	84	49	32	47

Fonte: Incra/FAO (2000).

vai além da dicotomia entre propriedades pequenas de agricultura de subsistência e produtos para o mercado doméstico e grandes propriedade de produção para exportação.

O estudo do projeto Incra/FAO (2000) subdividiu o universo da agricultura familiar em diferentes grupos. Essa mesma divisão foi aqui utilizada para caracterizar os diversos grupos da agricultura familiar. A renda total média das propriedades foi utilizada como critério de diferenciação dos tipos de agricultores familiares. O valor da diária média estadual recebida por um agricultor foi utilizado para estimar a unidade de trabalho contratado (UTC), de forma a comparar a renda auferida pelo produtor nas atividades do estabelecimento com o custo de oportunidade (CO) da mão-de-obra familiar, definido pelo valor da remuneração paga a um diarista na agricultura. A partir disso, foram definidos quatro tipos de agricultores familiares, respeitando as diferenças estaduais:

- tipo A, de renda total superior a três vezes o valor do CO;
- tipo B, com renda total superior a uma vez até três vezes o valor do CO;
- tipo C, com renda total superior à metade até uma vez o valor do CO; e
- tipo D, com renda total igual ou inferior à metade do valor do CO.

A partir dessa classificação, foram designados como tipo A cerca de 8,4% dos estabelecimentos de agricultores, o tipo B representava 20,4% dos estabelecimentos, o tipo C representava 16,9%; e o tipo D, 39,4%, conforme indicado na tabela 3 (Incra/FAO, 2000). Na tabela ainda se pode constatar uma grande heterogeneidade no que diz respeito à participação dos tipos familiares no total de estabelecimentos do país, bem como no que diz respeito à participação na área agrícola, no valor bruto da produção nacional e no total do financiamento agrícola fornecido.

De acordo com os números do estudo Incra/FAO (2000), a média da renda total por estabelecimento no Brasil, a partir da classificação exposta, era de R\$ 15.986

TABELA 3

Estatísticas selecionadas dos agricultores familiares – 1995-1996

Estatísticas	Tipos				
	A	B	C	D	Total
Número de estabelecimentos	406.291	993.751	823.547	1.915.780	4.139.369
Estabelecimentos sobre o total (%)	8,4	20,4	16,9	39,4	85,1
Área (ha)	24.141.455	33.809.622	18.218.318	31.599.055	107.768.450
Área sobre o total (%)	6,8	9,6	5,2	8,9	30,5
Valor bruto da produção (VBP)	9.156.373	5.311.377	1.707.136	1.942.838	18.117.725
VBP sobre o total (%)	19,2	11,1	3,6	4,1	37,9
Financiamento (FT) (R\$ mil)	433.295	228.965	68.911	206.656	937.828
FT sobre o total (%)	11,7	6,2	1,9	5,6	25,3

Fonte: Incra/FAO (2000).

para o tipo A, de R\$ 3.491 para o tipo B, R\$ 1.330 para o tipo C e R\$ 98 para o tipo D. A área média dos estabelecimentos familiares era de 59 ha para o tipo A, 34 ha para o B, 22 ha para o C e 16 ha para o D. Em termos de renda por unidade de terra, o tipo A recebe em média R\$ 269/ha, o tipo B cerca de R\$ 103/ha e o tipo C obtém R\$ 60/ha. Esses números são superiores à média obtida pelos agricultores patronais, de R\$ 40/ha.

A tabela 4 apresenta a participação percentual dos tipos familiares no valor bruto da produção nacional de produtos selecionados.

Tendo em vista essa caracterização da agricultura familiar, o presente estudo seguirá a mesma divisão, acrescentando a esta um grupo de agricultura patronal, um grupo de trabalhadores agropecuários (desprovidos de terra) e quatro grupos de domicílios urbanos.

TABELA 4

Brasil: participação dos tipos familiares no valor bruto da produção nacional de produtos selecionados – 1995-1996

(Em %)

Tipos	Área	Pec. corte	Pec. leite	Suínos	Aves/ovos	Arroz	Feijão	Mandioca	Milho
A	6,8	12,7	22,3	32,5	22,2	13,4	17,1	30,6	19,5
B	9,6	6,7	19,0	14,7	8,9	8,4	22,6	32,6	15,5
C	5,2	2,2	5,6	4,2	3,0	4,4	12,2	11,5	6,0
D	8,9	2,1	5,1	7,0	5,8	4,7	15,3	9,1	7,7

Fonte: Incra/FAO (2000).

3 METODOLOGIA

Para estimar impactos de acordos comerciais sobre a renda das famílias rurais, é necessária uma metodologia que admita a representação da economia, dos fluxos comerciais e proteções ao comércio para os países participantes dos acordos, bem como a aplicação de mudanças em variáveis de política comercial. Além disso, é necessário considerar as inter-relações entre os diversos setores, mercados e agentes (famílias, governos, empresas) da economia, de forma a permitir que a complementaridade entre setores diferentes seja captada e os efeitos agregados sobre o bem-estar e mercados de fatores sejam estimados. Dessa forma, utilizou-se a modelagem aplicada de equilíbrio geral. Mais detalhes sobre essa classe de modelos podem ser encontrados nos trabalhos de Sadoulet e De Janvry (1995) e Shoven e Whalley (1998).

Parte-se do modelo básico conhecido como Global Trade Analysis Project (GTAP) (HERTEL, 1997; GTAP, 2001). O modelo GTAP foi criado em 1992 como um programa de pesquisa com o objetivo de fornecer à comunidade científica uma base de dados e uma ferramenta para uso em análises quantitativas de comércio internacional, reduzindo os custos de entrada em trabalhos de equilíbrio geral de âmbito mundial. O modelo GTAP permitiu o estabelecimento de uma rede global de pesquisadores interessados em questões de análises de comércio multirregional.

O modelo empírico escolhido para a realização da pesquisa é conhecido como GTAPinGAMS (RUTHERFORD; PALTSEV, 2000; RUTHERFORD, 2005) e foi desenvolvido a partir do modelo GTAP. O modelo GTAPinGAMS utiliza a base de dados do modelo GTAP, sendo construído como um problema de complementaridade não-linear, em linguagem de programação GAMS (General Algebraic Modeling System). Utiliza-se neste trabalho a versão mais nova do GTAPinGAMS, a versão 6, que, por sua vez, adota a base de dados mais recente do GTAP.

O modelo GTAPinGAMS é resolvido como um problema de complementaridade não-linear, em linguagem de programação GAMS (BROOKE *et al.*, 1998), e permite a modificação da sua estrutura original de acordo com os objetivos da pesquisa. Como o modelo considera apenas um agente representativo responsável pelo consumo de bens e fornecimento de fatores de produção, modificou-se a estrutura original para incluir múltiplos domicílios. Assim, pode-se captar os impactos distributivos advindos das políticas comerciais sobre diferentes classes de renda.

O modelo GTAPinGAMS é um modelo estático, multirregional e multissetorial. O quadro 1 descreve os índices de conjuntos representados no modelo.

QUADRO 1

Índices de conjuntos da base de dados

Índice	Descrição
i, j	Setores e bens
r, s	Países e regiões
$f \in m$	Fatores de produção de mobilidade livre dentro de uma dada região: trabalho qualificado, trabalho não-qualificado e capital
$f \in s$	Fatores de produção fixos: terra e outros recursos naturais

O diagrama 1 apresenta a estrutura geral do modelo GTAPinGAMS na sua versão 6. Os símbolos apresentados correspondem às variáveis do modelo econômico: Y_{ir} representa a produção do bem i na região r ; C_r , I_r e G_r representam, respectivamente, o consumo privado, o investimento e o consumo público na região r ; M_{jr} representa as importações do bem j pela região r ; HH_r indica o agente consumidor representativo (ou domicílio) na região r , e $GOVT_r$ representa o setor público ou governo na região r . FT_{sr} representa uma atividade através da qual as quantidades de um fator de produção específico a pouco setores (terra, por exemplo) são alocadas para cada setor que usa aquele fator.

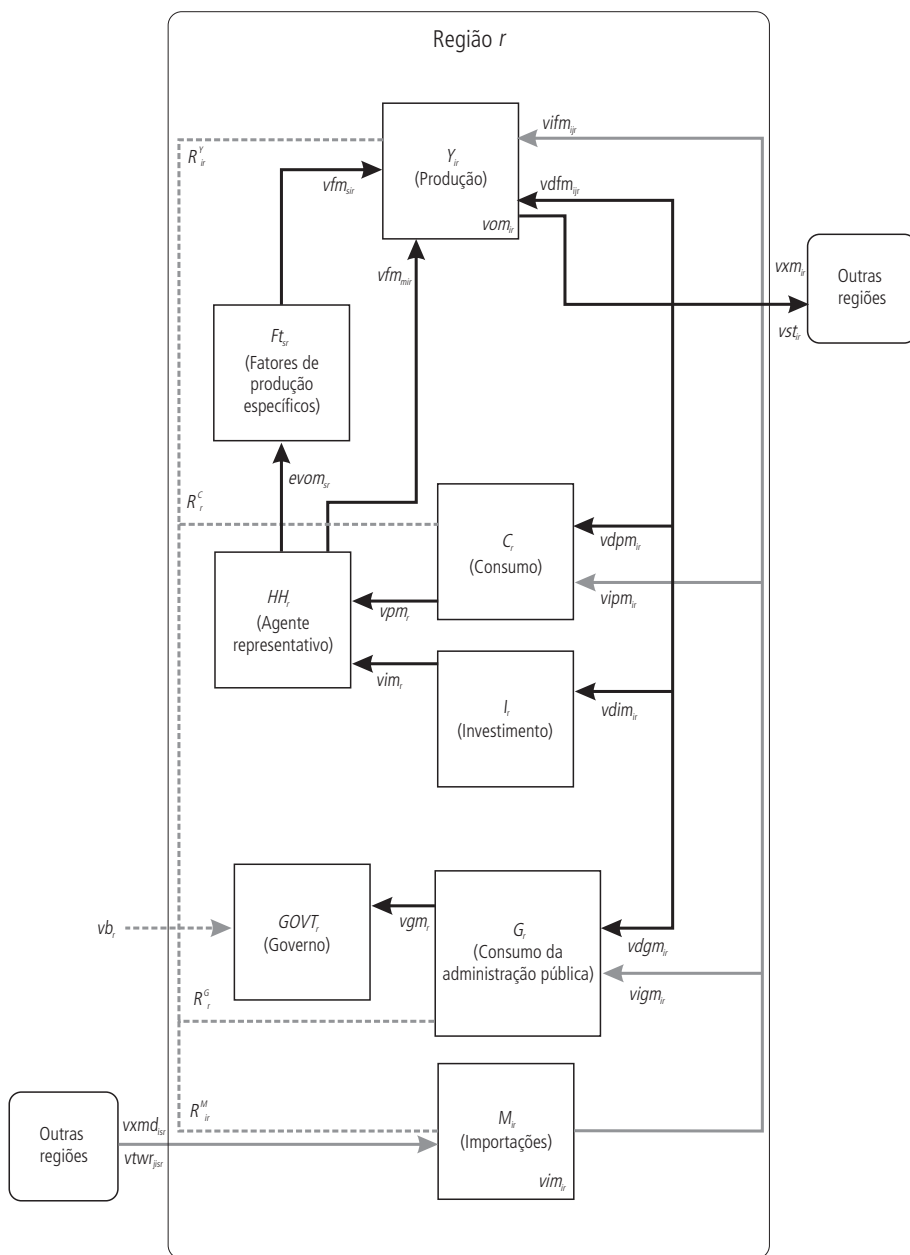
No diagrama 1, os fluxos nos mercados de fatores e de bens são representados por linhas sólidas ou pontilhadas de forma irregular, enquanto os pagamentos de impostos são apresentados pela linha pontilhada regular. Mercados de bens domésticos e importados são apresentados em linhas verticais no lado direito do diagrama. A produção doméstica (vom_{ir}) é distribuída entre exportações ($vxmd_{irs}$), serviços de transporte internacional (vst_{ir}), demanda intermediária ($vd fm_{ijr}$), consumo privado ($vd pm_{ir}$), investimento ($vd im_{ir}$) e consumo do governo ($vd gm_{ir}$). A identidade contábil na base de dados do GTAP6 referente à produção doméstica é apresentada pela equação (1):

$$vom_{ir} = \sum_s vxmd_{irs} + vst_{ir} + \sum_j vdfm_{ijr} + vdp m_{ir} + vdg m_{ir} + vdim_{ir} \quad (1)$$

Bens importados, representados agregadamente por vim_{ir} , são utilizados no consumo intermediário ($vifm_{ijr}$), no consumo privado ($vipm_{ir}$) e no consumo do governo ($vigm_{ir}$). A equação (2) apresenta a identidade contábil desses fluxos:

$$vim_{ir} = \sum_j vifm_{ijr} + vipm_{ir} + vigm_{ir} \quad (2)$$

DIAGRAMA 1
Fluxos no GTAPinGAMS6



Os insumos à produção de Y_{ir} incluem insumos intermediários (domésticos e importados), fatores de produção móveis (vfm_{fr} , $f \in m$) e consumo do agente público ($vigm_{ir}$). A renda dos fatores de produção é distribuída ao agente representativo. O equilíbrio nos mercados de fatores é dado por uma identidade que relaciona o valor do pagamento dos fatores à renda total obtida com esses mesmos fatores (equação 3):

$$\sum_i vfm_{fr} = evom_{fr} \quad (3)$$

As condições de equilíbrio entre oferta e demanda nos mercados internacionais requerem que as exportações do bem i pela região r (vxm_{ir}) sejam iguais às importações do mesmo bem por todos os parceiros comerciais ($vxmd_{irs}$), como representado na relação 4:

$$vxm_{ir} = \sum_s vxmd_{irs} \quad (4)$$

Da mesma forma, condições de equilíbrio se aplicam também aos serviços de transportes internacionais. A oferta agregada do serviço de transporte j , vt_j , é igual ao valor dos serviços de transportes nas exportações (relação 5):

$$vt_j = \sum_r vst_{jr} \quad (5)$$

O equilíbrio entre oferta e demanda no mercado de serviços de transporte iguala a oferta desses serviços à soma dos fluxos bilaterais de serviços de transporte adquiridos nas importações de bens ($vtwr_{jisr}$), como na equação (6):

$$vt_j = \sum_r vtwr_{jisr} \quad (6)$$

As receitas dos impostos e transferências, indicadas pela linha pontilhada do diagrama 1, são representadas pela letra R. Os fluxos de impostos consistem em impostos indiretos na produção e exportação (R_{ir}^Y), no consumo (R_r^C), na

demanda do governo (R_r^G) e nas importações (R_{ir}^M). A renda do governo também inclui impostos diretos à renda do agente representativo (R_r^{HH}), bem como transferências do exterior (vb_r). A restrição orçamentária do governo pode ser representada pela equação (7):

$$vgm_r = \sum_i R_{ir}^y + R_r^C + R_r^G + \sum_i R_{ir}^M + R_r^{HH} + vb_r \quad (7)$$

A restrição orçamentária do agente representativo relaciona a renda dos fatores de produção, descontada dos pagamentos de impostos, às despesas de consumo e investimento privado, como na relação 8:

$$\sum_f evom_{fr} - R_r^{HH} = vpm_r + vim_r \quad (8)$$

Das equações anteriores, é possível visualizar dois tipos de condição para a consistência da base de dados do GTAP: o equilíbrio nos mercados (oferta igual à demanda para todos os bens e fatores de produção) e o balanço da renda (renda líquida igual à despesa líquida). Um terceiro conjunto de identidades diz respeito aos lucros operacionais líquidos nos setores da economia. Na sua versão original, o modelo GTAP considera competição perfeita e retornos constantes à escala, de forma que os custos com insumos intermediários e fatores de produção se igualam ao valor da produção, e os lucros econômicos se igualam a 0. Aplica-se tal condição a cada um dos setores produtivos e atividades, conforme as equações (9) a (15) a seguir.

$$Y_{ir} : \sum_f vfm_{fir} + \sum_j (vifm_{jir} + vifm_{jir}) + R_{ir}^Y = vom_{ir} \quad (9)$$

$$M_{ir} : \sum_s \left(vxmd_{isr} + \sum_j vtwr_{jisr} \right) + R_{ir}^M = vim_{ir} \quad (10)$$

$$C_r : \sum_i (vdpm_{ir} + vipm_{ir}) + R_{ir}^C = vpm_r \quad (11)$$

$$G_r : \sum_i (vdgm_{ir} + vigm_{ir}) + R_{ir}^G = vgm_r \quad (12)$$

$$I_r : \sum_i v \dim_{ir} = vim_r \quad (13)$$

$$FT_{fr} : evom_{fr} = \sum_i vfm_{fir} \quad f \in s \quad (14)$$

$$YT_j : \sum_r vst_{jr} = vt_j = \sum_{irs} vtwr_{jirs} \quad (15)$$

As relações apresentadas mostram as identidades econômicas do modelo GTAP, mas não descrevem o comportamento dos agentes econômicos. Para entender o funcionamento do modelo é preciso descrever como os agentes e setores se comportam. O quadro 2 traz as variáveis que representam os níveis de atividades em equilíbrio e as variáveis de preços relativos de bens e fatores. O modelo determina valores para todas as variáveis, exceto fluxos de capitais internacionais, que podem ser determinados de forma endógena em um modelo intertemporal. As condições de equilíbrio do modelo definem preços relativos, e cada preço de equilíbrio está associado a uma condição de equilíbrio de mercado.

Os setores produtivos procuram minimizar seus custos sujeitos às restrições tecnológicas. A produção (Y_{ij}) é caracterizada pela escolha de insumos a partir da minimização de custos unitários, a qual é obtida pelo problema de otimização da relação 16 abaixo. Nessas equações, as variáveis de decisão correspondem aos dados iniciais (ou de *benchmark*), com a letra inicial d no lugar da letra v . Dessa forma, $vdfm_{jir}$ representa a demanda intermediária de *benchmark* do bem j na produção do bem i na região r , enquanto ddf_{jir} representa a variável de demanda intermediária correspondente para o equilíbrio do problema de decisão da produção:

$$\min_{dfm, ddfm, dfm} C_{id}^D + C_{ir}^M + C_{ir}^F \quad (16)$$

QUADRO 2
Variáveis endógenas no modelo representado, níveis das atividades e preços de bens e fatores

Variáveis	Descrição
C_r	Demanda agregada dos agentes privados
G_r	Demanda agregada do setor público
Y_{ir}	Produção
M_{ir}	Importações agregadas
FT_{fr}	Transformação de fatores
YT_j	Serviços de transporte internacional
PC_r	Índice de preço do consumo privado
PG_r	Índice de preço da provisão do governo
PY_{ir}	Preço de oferta doméstica, bruto de impostos indiretos à produção
PM_{ir}	Preço de importação, bruto de impostos às exportações e tarifas às importações
PF_{fr}^F	Preço do fatores para trabalho, terra e recursos naturais
PF_{fir}^S	Preço dos fatores primários setor-específicos
PT_j	Custo marginal dos serviços de transporte

Fonte: GTAP (2001).

sujeito a:

$$C_{ir}^D = \sum_j py_{jr} \left(1 + t_{jir}^{fd}\right) ddfm_{jir}$$

$$C_{ir}^M = \sum_j pm_{jr} \left(1 + t_{jir}^{fi}\right) difm_{jir}$$

$$C_{ir}^F = \sum_j \left(pf_{fr \setminus f \in m} + ps_{fir \setminus f \in s} \left(1 + t_{fir}^f\right) dfm_{fir} \right)$$

$$F_{ir} \left(ddfm, difm, dfm \right) = Y_{ir}$$

O problema de otimização apresentado define uma função de produção caracterizada como de elasticidade de substituição constante (CES), em que componentes do valor adicionado (fatores primários de produção) podem ser substituídos, sendo tal processo determinado a partir de uma elasticidade de substituição representada pelo parâmetro $esubva_j$, no modelo, enquanto os insumos intermediários e o valor adicionado são combinados a partir de uma função Leontief, não sendo substituíveis uns pelos outros. Além disso, cada insumo intermediário j nessa função Leontief é uma combinação entre uma parcela doméstica e importada do mesmo bem j , combinadas a partir de uma função CES de elasticidade de substituição representada pelo parâmetro $esubd_j$.

Cada bem importado sendo demandado em uma região é um agregado de bens importados de diferentes regiões. A escolha entre importações de diferentes parceiros comerciais é baseada na pressuposição de Armington, de que um bem importado de uma região é um substituto imperfeito do mesmo bem com origem em outras regiões. Dessa forma, as importações bilaterais são realizadas no modelo seguindo o problema de otimização descrito em (17):

$$\min_{dxmd, dtwr} \sum_s (1+t_{isr}^{ms}) \left(py_{is} (1-t_{isr}^{xs}) dxmd_{isr} + \sum_j pt_j dtwr_{jisr} \right) \quad (17)$$

sujeito a: $A_{ir}(dxmd, dtwr) = M_{ir}$

onde A_{ir} representa a função de agregação das importações, em que serviços de transporte são adicionados de forma proporcional ao valor das importações de diferentes regiões, refletindo diferenças entre países nas margens de transporte por unidade transportada. A substituição entre importações com diferentes origens é governada por uma elasticidade de substituição denominada $esubm_i$. Os fluxos comerciais estão sujeitos a subsídios (ou impostos) às exportações e tarifas às importações, sendo que o governo da região exportadora paga os subsídios (ou recebe os impostos), enquanto as tarifas são coletadas pelos governos dos países importadores.

O consumo do agente privado pode ser representado pela minimização do custo de um dado nível de consumo agregado, como representado em (18):

$$\min_{ddpm, dipm} \sum_s py_{is} (1-t_{ir}^{pd}) ddpm_{ir} + pm_{ir} (1+t_{ir}^{pi}) dipm_{ir} \quad (18)$$

sujeito a: $H_r(ddpm, dipm) = C_{ir}$

A demanda final no modelo é caracterizada por uma função Cobb-Douglas entre bens compostos, formados pela agregação de bens domésticos e importados.

Terra e recursos naturais são considerados fatores específicos de produção, ofertados através de uma função de elasticidade de transformação constante (CET) que aloca fatores para os mercados setoriais. A oferta de fatores específicos de produção é especificada pelo problema de otimização em (19):

$$\max_{dfm} \sum_j dfm_{sjr} ps_{sjr} \quad (19)$$

sujeito a: $\Gamma_{sr}(dfm) = evom_{sr}$

em que Γ_{sr} representa a função CET. A elasticidade de transformação é representada pelo parâmetro $etrae_f$.

Serviços internacionais de transporte são fornecidos como uma agregação de serviços de transporte exportados pelos diversos países e regiões do modelo. A agregação de serviços de transporte se dá através de um problema de minimização, como ilustrado em (20). Utiliza-se uma elasticidade de substituição unitária (função Cobb-Douglas) para substituição entre transporte de diferentes origens:

$$\min_{dst} \sum_r py_{ir} dst_{ir} \quad (20)$$

sujeito a: $T_i(dst) = YT_i$

O consumo da administração pública é representado no modelo como uma agregação Leontief entre bens compostos de parcelas domésticas e importadas. Os diferentes bens compostos não são substituíveis entre si; contudo, componentes domésticos e importados de cada bem respondem a preços e são substituíveis através da elasticidade de substituição $esubd_i$.

As relações matemáticas apresentadas descrevem os diversos processos de otimização que ocorrem no modelo de equilíbrio geral utilizado na presente pesquisa. Além dessas relações, o modelo considera as já citadas condições de equilíbrio entre oferta e demanda nos mercados, lucro zero e equilíbrio entre renda e despesas dos agentes, para completar o processo de equilíbrio computacional.

Para caracterizar a renda de diferentes agentes consumidores no Brasil – no caso, domicílios rurais representando a agricultura familiar, a agricultura comercial

e os trabalhadores na agropecuária, bem como domicílios urbanos –, algumas relações e equações do modelo foram modificadas. As modificações necessárias consistem na desagregação do agente representativo em vários agentes, mantendo as mesmas relações, agora, porém, indexadas pelo subscrito h . Essas modificações, no entanto, acontecem apenas para o Brasil, que é o foco da pesquisa.

A principal modificação ocorre no problema de otimização (18), já representado. Para o Brasil, tal problema fica definido conforme a equação (21):

$$\min_{ddpm, dipm} \sum_{s,h} py_{is} (1 - t_{iBR}^{pd}) ddpm_{hiBR} + pm_{iBR} (1 + t_{iBR}^{pi}) dipm_{hiBR} \quad (21)$$

sujeito a: $H_{hBR}(ddpm, dipm) = C_{hiBR}$

em que o subscrito BR representa a região Brasil no conjunto de regiões r .

O fechamento do modelo considera que a oferta total de cada fator de produção não se altera, mas tais fatores são móveis entre setores dentro de uma região. O fator terra é específico aos setores agropecuários, enquanto recursos naturais são específicos a alguns setores (de extração de recursos minerais e energia). Não há desemprego no modelo; portanto, os preços dos fatores são flexíveis. Pelo lado da demanda, investimentos e fluxos de capitais são mantidos fixos, bem como o saldo do balanço de pagamentos. Dessa forma, mudanças na taxa real de câmbio devem ocorrer para acomodar alterações nos fluxos de exportações e importações após os choques. O consumo do governo pode se alterar com mudanças nos preços dos bens, assim como a receita advinda dos impostos está sujeita a mudanças no nível de atividade e no consumo.

O modelo GTAPinGAMS utiliza a *syntax* do algoritmo MPSGE (Modeling Programing System for General Equilibrium), desenvolvida por Rutherford (1999). O MPSGE constrói equações algébricas que caracterizam condições de lucro zero para a produção, equilíbrio entre oferta e demanda nos mercados e definição da renda para os consumidores do modelo, na forma de um problema de complementaridade mista – *mixed complementary problem* (MCP) – (RUTHERFORD, 1995).

3.1 Agregações de setores e regiões e dados iniciais

Os dados originais do modelo GTAP compreendem 89 regiões e 59 setores/*commodities* desagregadas. Para cumprir os objetivos da presente pesquisa (e por motivos computacionais que limitam a solução de modelos de grandes dimensões), esses dados foram agregados nos setores e regiões apresentados no quadro 3.

QUADRO 3

Agregações do GTAP: regiões e setores

Regiões		Mercadorias/setores
1. Brasil	1. (pdr) Arroz em casca	14. (omt) Outras carnes
2. Argentina	2. (wht) Trigo	15. (vol) Óleos vegetais e gorduras
3. Uruguai	3. (gro) Milho e cereais	16. (mil) Indústria de laticínios
4. Chile	4. (v_f) Vegetais e frutas	17. (pcr) Arroz processado
5. México	5. (osd) Grãos oleaginosos	18. (sgr) Açúcar
6. Resto da América Latina (RAL)	6. (c_b) Cana-de-açúcar	19. (ofd) Outros alimentos
7. Estados Unidos	7. (pfb) Algodão e fibras	20. (b_t) Bebidas e tabaco
8. Canadá	8. (ocr) Outr. produtos agropecuários	21. (tex) Têxteis e vestuário
9. UE	9. (ctl) Bovino, caprinos e eqüinos	22. (crp) Químicos, plásticos e borracha
10. Resto da Europa (REU)	10. (oap) Outros animais	23. (omf) Outros manufaturados
11. Japão	11. (rmk) Leite cru	24. (trd) Comércio
12. China	12. (omn) Indústria extrativa mineral	25. (otp) Transporte
13. Resto do mundo (ROW)	13. (cmt) Abate de bovinos	26. (ser) Serviços

A tabela 5 apresenta os dados iniciais que caracterizam os principais agregados macroeconômicos das regiões explicitamente representadas. Percebe-se que o Brasil não está entre as maiores economias do modelo, mas apresenta agregados macroeconômicos substanciais em comparação com os demais países da América Latina.

A tabela 6 mostra os dados setoriais de produção, importações e exportações para o Brasil na base de dados do GTAP6. A produção brasileira concentra-se nos setores aqui denominados serviços e outros manufaturados. Em se tratando de exportações, percebe-se que alguns produtos do agronegócio apresentam uma importância relativa muito superior à sua importância na composição da produção. Já as importações brasileiras concentram-se principalmente nos setores industriais.

A tabela 7 apresenta o valor e a origem da renda do total de domicílios para cada um dos grupos de renda considerados para o Brasil. Esses grupos são representados pelas suas iniciais, sendo divididos em quatro grupos da agricultura familiar (AF1 a AF4), domicílios da agricultura comercial (ABu), domicílios dos empregados na agricultura (AEm), e quatro grupos de domicílios urbanos (Ur1 a Ur4). A definição desses grupos seguiu o trabalho de Azzoni *et al.* (2005).² Os grupos de menor numeração apresentam menor renda média.

2. O anexo apresenta mais informações de como os dados dos domicílios foram gerados e compatibilizados com os dados do GTAP6. Os dados para desagregação dos domicílios foram gentilmente fornecidos por Joaquim Guilhoto, da FEA-USP.

TABELA 5

Dados macroeconômicos dos países e regiões explicitamente representados no modelo

(Em US\$ milhões de 2001)

	Consumo privado	Investimento	Gasto do governo	Exportações (FOB)	Importações (CIF)	PIB
Brasil	302	105	100	74	79	503
Argentina	198	38	28	31	27	269
Uruguai	14	3	3	3	4	19
Chile	42	13	8	24	20	66
México	412	122	68	166	150	618
RAL	413	120	74	146	162	590
Estados Unidos	6.956	1.991	1.529	907	1.301	10.082
Canadá	406	145	136	271	243	715
UE	4.657	1.614	1.625	2.604	2.571	7.930
REU	541	192	151	392	389	887
Japão	2.334	1.060	718	478	413	4.178
China	495	409	148	388	281	1.159
ROW	3.098	1.353	773	2.075	1.810	5.490

Fonte: GTAP (2001).

A tabela 8 mostra a composição percentual da renda de cada tipo de domicílio. Essa tabela permite ter uma idéia mais clara da importância de cada fator de produção para a renda total do grupo. Percebe-se que, para a agricultura familiar de menor renda, o fator de produção de maior importância é o trabalho não-qualificado, e que as transferências possuem relativa importância no total da renda. Já a agricultura familiar de maior renda gera essa renda de maneira mais diversificada quanto ao uso dos fatores de produção. Os empregados na agricultura, por sua vez, apresentam o maior grau de dependência em um único fator, o trabalho não-qualificado, fato esse relacionado à dificuldade de mobilidade para outros grupos de renda e setores da economia. A agricultura comercial e os domicílios urbanos mais abastados (Ur4) possuem mais da metade da sua renda proveniente do emprego do capital.

Na tabela 9 são mostrados os valores de utilização da renda com gastos totais de consumo e com poupança por tipo de domicílio. Percebe-se uma propensão marginal maior a poupar no caso das famílias mais abastadas (agricultura comercial e urbana 4).

TABELA 6

Produção, exportações e importações setoriais brasileiras na base de dados do GTAP

(Valores em US\$ mil de 2001)

	Valor da produção	Total da produção (%)	Valor das exportações (FOB)	Total das exportações (%)	Valor das importações (CIF)	Total das importações (%)
pdr	1.151	0,13	3	0,00	90	0,11
wht	238	0,03	1	0,00	1.034	1,30
Gro	2.401	0,28	1.444	1,94	94	0,12
v_f	1.827	0,21	475	0,64	424	0,53
osd	6.217	0,73	3.750	5,04	153	0,19
c_b	3.189	0,37	0	0,00	0	0,00
pfb	764	0,09	185	0,25	108	0,14
ocr	7.795	0,91	2.903	3,90	366	0,46
ctl	5.563	0,65	6	0,01	10	0,01
oap	6.565	0,77	256	0,34	99	0,12
rmk	2.719	0,32	1	0,00	1	0,00
omn	15.761	1,85	4.373	5,88	4.197	5,27
cmt	9.384	1,10	1.909	2,57	82	0,10
omt	4.666	0,55	2.050	2,75	39	0,05
vol	6.708	0,79	700	0,94	155	0,20
mil	6.881	0,81	42	0,06	215	0,27
pcr	1.316	0,15	9	0,01	76	0,10
sgr	4.847	0,57	1.866	2,51	17	0,02
ofd	28.140	3,30	4.583	6,16	914	1,15
b_t	6.560	0,77	84	0,11	223	0,28
tex	18.229	2,13	1.278	1,72	1.495	1,88
crp	42.658	5,00	4.498	6,04	12.604	15,82
omf	179.357	21,00	35.332	47,48	41.420	52,00
trd	67.936	7,96	714	0,96	1.209	1,52
otp	27.021	3,16	1.635	2,20	3.645	4,58
ser	396.033	46,38	6.322	8,50	10.988	13,79
Total	853.925	100,00	74.419	100,00	79.658	100,00

Fonte: GTAP (2001).

TABELA 7

Renda dos domicílios brasileiros de acordo com a origem

(Em US\$ milhões)

Domicílios	Origem da renda						Renda total
	Capital	Trabalho não-qualificado	Trabalho qualificado	Terra	Recursos naturais	Transferências	
AF1	0,26	2,28	0,11	0,21	0,00	0,40	3,26
AF2	0,23	1,85	0,17	0,22	0,00	0,78	3,26
AF3	1,01	3,03	0,64	0,62	0,01	2,42	7,73
AF4	1,61	4,12	1,26	1,01	0,02	2,57	10,58
ABu	4,22	-	1,89	1,26	0,05	0,72	8,14
AEm	0,44	7,95	0,34	-	0,02	1,03	9,77
Ur1	3,29	8,90	0,89	-	0,08	1,91	15,06
Ur2	10,55	16,10	4,24	-	0,14	5,19	36,23
Ur3	19,92	26,34	11,79	-	0,26	10,06	68,39
Ur4	137,80	52,86	49,65	-	1,81	2,54	244,66
Total	179,33	123,43	70,97	3,32	2,41	27,63	407,09

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados de Incra/FAO (2001), Azzoni *et al.* (2005) e GTAP (2001).

TABELA 8

Distribuição da renda dos domicílios brasileiros de acordo com a origem

(Em %)

Domicílios	Origem da renda						Total
	Capital	Trabalho não-qualificado	Trabalho qualificado	Terra	Recursos naturais	Transferências	
AF1	7,87	69,91	3,30	6,36	0,14	12,41	100
AF2	7,08	56,77	5,30	6,88	0,13	23,83	100
AF3	13,06	39,13	8,31	8,03	0,17	31,30	100
AF4	15,19	38,91	11,86	9,52	0,20	24,32	100
ABu	51,83	-	23,21	15,47	0,65	8,84	100
AEm	4,47	81,34	3,46	-	0,18	10,55	100
Ur1	21,82	59,08	5,90	-	0,50	12,70	100
Ur2	29,13	44,45	11,69	-	0,40	14,34	100
Ur3	29,13	38,52	17,25	-	0,38	14,72	100
Ur4	56,32	21,61	20,29	-	0,74	1,04	100
Total	44,05	30,32	17,43	0,82	0,59	6,79	100

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados de Incra/FAO (2000), Azzoni *et al.* (2005) e GTAP (2001).

TABELA 9

Uso da renda nos domicílios brasileiros e distribuição percentual da renda dos domicílios entre consumo e poupança

Domicílios	Uso da renda				Renda total
	Consumo		Poupança		
	(US\$ milhões)	(%)	(US\$ milhões)	(%)	
AF1	3,08	94,47	0,18	5,53	3,26
AF2	2,98	91,65	0,27	8,35	3,26
AF3	6,90	89,21	0,83	10,79	7,73
AF4	8,57	81,01	2,01	18,99	10,58
ABu	5,85	71,88	2,29	28,12	8,14
AEm	9,02	92,34	0,75	7,66	9,77
Ur1	14,38	95,48	0,68	4,52	15,06
Ur2	34,39	94,93	1,84	5,07	36,23
Ur3	60,22	88,05	8,17	11,95	68,39
Ur4	156,40	63,93	88,26	36,07	244,66
Total	301,80	74,14	105,28	25,86	407,09

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados de Incra/FAO (2000), Azzoni *et al.* (2005) e GTAP (2001).

A tabela 8 apresenta a estrutura do consumo de cada tipo de domicílio, pela parcela do gasto com consumo de cada bem no total dos gastos de consumo. Os produtos processados, principalmente outros manufaturados, e serviços ocupam a maior parcela das despesas das famílias. Os dados evidenciam gastos relativos mais elevados com alimentos quanto menor é a renda média do tipo de domicílio.

De grande importância na avaliação dos impactos de acordos comerciais são os níveis de proteção aplicados pelos países antes da simulação dos acordos. Alguns comentários são feitos aqui sobre esses níveis de proteção. Os dados de tarifas, subsídios às exportações e subsídios à produção doméstica no equilíbrio inicial da base de dados do GTAP são apresentados nas tabelas A.II.1, A.II.2 e A.II.3 do anexo II. Esses dados refletem as reduções tarifárias acordadas ao final da Rodada do Uruguai, bem como uma grande gama de acordos regionais, como o Nafta (acordo de livre comércio da América do Norte) e o Mercosul.

O Brasil e seus parceiros do Mercosul (Argentina e Uruguai)³ possuem níveis de proteção tarifária relativamente menores em produtos agropecuários em

3. O Paraguai não está explicitamente representado na base de dados do GTAP.

TABELA 10

Parcela do consumo de cada bem no total do consumo de cada tipo de domicílio

(Em %)

	AF1	AF2	AF3	AF4	ABu	AEm	Ur1	Ur2	Ur3	Ur4
pdr	0,0	0,0	0,0	0,0	-	-	-	-	-	-
wht	0,2	0,2	0,1	0,1	-	-	-	-	-	-
gro	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
v_f	1,0	0,9	0,7	0,3	0,3	0,5	0,5	0,4	0,3	0,2
osd	0,4	0,4	0,2	0,1	-	-	-	-	-	-
c_b	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
pfb	1,8	1,8	0,8	0,6	-	-	-	-	-	-
ocr	2,4	2,3	1,8	0,7	0,7	1,3	1,4	1,1	0,8	0,4
ctl	0,8	0,8	0,4	0,3	-	-	-	-	-	-
oap	1,6	1,3	1,1	0,4	0,7	0,6	0,6	0,4	0,3	0,2
rmk	0,5	0,6	0,5	0,3	0,3	0,5	0,4	0,3	0,3	0,1
omn	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
cmt	6,3	5,6	5,5	2,7	2,6	5,1	4,1	3,7	2,7	1,1
omt	4,0	3,4	3,0	1,2	1,6	2,3	2,2	1,5	1,0	0,5
vol	2,9	2,7	2,3	0,8	0,8	2,3	1,7	1,3	0,8	0,3
mil	3,6	4,4	4,4	2,5	2,4	4,0	3,3	2,8	2,2	1,0
pcr	2,5	2,2	1,8	0,5	0,5	1,2	1,2	0,8	0,4	0,1
sgr	1,9	2,1	1,5	0,5	0,6	1,5	1,3	0,9	0,5	0,2
ofd	17,5	16,6	14,2	7,4	6,5	12,2	12,6	10,5	7,7	3,7
b_t	3,5	3,3	3,3	2,0	1,9	3,4	2,8	2,7	2,3	1,1
tex	2,9	3,6	4,1	3,8	4,3	4,0	3,6	4,0	4,0	3,1
crp	1,2	1,2	1,5	3,7	3,3	2,3	2,7	3,1	3,7	5,1
omf	13,7	17,0	19,6	18,2	20,6	19,1	17,3	19,1	19,1	14,6
trd	4,1	4,2	5,1	12,6	11,1	7,8	9,1	10,5	12,4	17,1
otp	1,2	1,2	1,5	3,7	3,3	2,3	2,7	3,1	3,7	5,0
ser	26,2	24,4	26,9	37,6	38,5	29,7	32,6	33,9	37,7	46,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados de Incra/FAO (2000), Azzoni *et al.* (2005) e GTAP (2001).

comparação com a maioria das outras regiões, excetuando os Estados Unidos e o Canadá, que possuem níveis bastante reduzidos de tarifas em produtos agropecuários. Contudo, esses países, junto com os países europeus e o Japão, aplicam elevadas tarifas em produtos processados do agronegócio, como produtos de laticínios e açúcar. As maiores tarifas médias são observadas no Japão e na UE e atingem produtos agrícolas.

Observam-se subsídios às exportações mais elevados na UE, principalmente nas exportações da indústria de abate de bovinos, açúcar, arroz processado, milho e outros cereais e produtos de laticínios. De acordo com a base de dados do GTAP, os países do resto da Europa também subsidiam exportações de produtos do agronegócio, porém, em menor intensidade. Subsídios às exportações também são observados nos Estados Unidos para produtos de laticínios, bem como em alguns países da América Latina para certos produtos específicos.

Quanto ao apoio doméstico nos países desenvolvidos, na forma de subsídios diretos à produção e ao uso de fatores primários de produção, os quatro países/regiões desenvolvidos representados no modelo fornecem apoio doméstico aos seus produtores agropecuários. Na UE, grãos oleaginosos e algodão são os produtos mais beneficiados com subsídios diretos à produção, enquanto nos Estados Unidos o arroz em casca e os grãos oleaginosos recebem maiores subsídios desse tipo. Os subsídios ao uso do capital e da terra são bastante comuns na agropecuária da UE, do Japão e dos Estados Unidos, como se pode observar no caso do milho e outros cereais e grãos oleaginosos. No Canadá, elevados subsídios ao uso da terra são observados para quase todos os produtos agropecuários.

Com base nos dados do GTAP6, pode-se afirmar que a proteção comercial, seja na forma de tarifas, subsídios às exportações ou apoio doméstico, continua bastante elevada nos países desenvolvidos no que diz respeito aos produtos agrícolas (agropecuários e processados). Pode-se esperar, portanto, impactos positivos sobre a economia e a agropecuária brasileira a partir da redução ou da eliminação dessas formas de proteção, dada a elevada competitividade do país na produção de muitos produtos do agronegócio, bem como a importância relativa desses produtos na pauta exportadora brasileira.

3.2 Cenários simulados

Diversos cenários foram simulados e analisados nesta pesquisa de forma a verificar os possíveis impactos da liberalização e de diferentes acordos comerciais sobre a economia e a agricultura brasileira. Os cenários foram escolhidos de forma a representar acordos comerciais em discussão, como os da Rodada de Doha, da Alca e de um acordo de livre comércio entre o Mercosul e a UE, bem como a remoção de diferentes tipos de barreiras comerciais, como tarifas, subsídios às exportações

e à produção doméstica. Além disso, cenários alternativos para um mesmo acordo foram considerados.

Os cenários analisados foram:

a) liberalização tarifária (lib_tar.): eliminação de todas as tarifas às importações de todas as regiões do modelo;

b) eliminação dos subsídios às exportações (exp_sub): eliminação de todos os subsídios às exportações de todas as regiões do modelo;

c) eliminação de subsídios domésticos (dom_sup): eliminação de todos os subsídios à produção doméstica (suporte doméstico) fornecidos pelos países/regiões desenvolvidos do modelo (Estados Unidos, UE, Japão e Canadá) na forma de subsídios diretos à produção e subsídios ao uso de fatores primários à produção;

d) cenário de liberalização multilateral de Doha-Harbinson (doha_har): redução de tarifas, remoção de subsídios às exportações e redução do suporte doméstico de acordo com as propostas de Harbinson para Doha:⁴ Países desenvolvidos: corte de 75% em tarifas agropecuárias⁵ superiores a 95%, corte de 70% em tarifas agropecuárias entre 15% e 95%, corte de 45% em tarifas agropecuárias menores que 15%, corte de 50% em tarifas não-agropecuárias, redução dos subsídios domésticos em 28% para os Estados Unidos e 16% para a UE, eliminação dos subsídios às exportações; países em desenvolvimento: corte de 60% em tarifas agropecuárias superiores a 120%, corte de 50% em tarifas agropecuárias entre 60% e 120%, corte de 40% em tarifas agropecuárias entre 20% e 60%, corte de 35% em tarifas agropecuárias inferiores a 20%, corte de 33% em tarifas não-agropecuárias;

e) formação da Alca (ftaa): formação da Alca pela eliminação de tarifas às importações de todos os bens entre todas as regiões do continente americano;

f) Alca com produtos excluídos (ftaa_exc): formação da Alca pela eliminação de tarifas às importações entre todas as regiões do continente americano, excluindo do acordo os produtos de laticínios e o açúcar, bens mais protegidos por tarifas nos Estados Unidos;

g) Alca com remoção do suporte doméstico americano (ftaa_dsu): formação da Alca pela eliminação de tarifas às importações de todos os bens entre todas as regiões do continente americano e remoção do suporte doméstico (subsídios à produção e ao uso de fatores) dado aos produtores dos Estados Unidos;

4. Os cortes tarifários e subsídios do cenário de Harbinson aqui simulados são uma aproximação da proposta de Harbinson, com algumas adaptações. Stuart Harbinson, enquanto foi responsável pelo comitê de negociação em torno do tema agricultura na OMC, propôs uma redução nos níveis das barreiras comerciais sobre produtos agrícolas que representasse um meio termo entre as posições da UE (de cortes lineares em tarifas e em subsídios ao estilo da Rodada do Uruguai) e dos Estados Unidos (cortes mais elevados em picos tarifários, pela aplicação da chamada fórmula suíça) (WTO, 2003).

5. Na OMC as tarifas agropecuárias são aquelas aplicadas em bens agropecuários primários e produtos processados da agricultura.

h) Alca sem participação do Brasil (ftaa_sbr): formação da Alca pela eliminação de tarifas às importações de todos os bens entre todas as regiões do continente americano, com exceção do Brasil, que não participa do acordo;

i) formação do acordo entre Mercosul e UE (meeu): formação de uma área de livre comércio entre o Mercosul e a UE pela eliminação de tarifas às importações de todos os bens entre os países participantes desse acordo;

j) acordo Mercosul-UE com produtos excluídos (meeu_exc): formação de uma área de livre comércio entre o Mercosul e a UE pela eliminação de tarifas às importações entre os países participantes desse acordo, excluindo do acordo os bens da indústria de abate de bovinos, outras carnes, milho e cereais, laticínios, arroz em casca e processado, açúcar e frutas e vegetais, mais protegidos por tarifas na UE.

4 RESULTADOS

A tabela 11 apresenta os impactos dos cenários sobre o bem-estar nas regiões representadas pelo modelo. Os resultados em bem-estar são calculados a partir da variação equivalente hicksiana, que podem ser interpretados, de forma menos técnica, como mudanças no consumo das regiões a partir das alterações na renda e nos preços dos bens. Observa-se que os ganhos agregados de bem-estar para o Brasil ocorrem em quase todos os cenários, a não ser naqueles em que o Brasil, ou seus principais produtos, é excluído, em parte ou completamente, dos acordos regionais de livre comércio. Os maiores ganhos percentuais para o país ocorrem a partir da liberalização tarifária, que traz um aumento médio de cerca de 1,6% no bem-estar do consumidor brasileiro, ganho esse significativo na literatura de equilíbrio geral computável.⁶ Já a completa remoção de outras barreiras comerciais, como os subsídios às exportações e à produção doméstica, traz ganhos bastante modestos para o país, indicando que a liberalização comercial a ser perseguida nas negociações multilaterais deve ser voltada para o acesso a mercados.

O cenário simulado para as negociações da Rodada de Doha mostra que o Brasil seria um dos maiores beneficiados, com ganhos de bem-estar de cerca de 0,8%. Apenas a China, entre os países representados no estudo, apresentaria ganhos de bem-estar superiores aos do Brasil. Esse resultado demonstra a ambição por trás do cenário Harbinson, em que os cortes tarifários propostos atingiriam em maior profundidade os picos tarifários aplicados pelos países desenvolvidos.

6. Deve-se atentar para o fato de que, por ser estático, o modelo não mostra a trajetória de ajuste da economia do ponto de equilíbrio inicial pré-choque até o ajuste completo após o choque, nem permite determinar o tempo necessário para tal ajuste. Portanto, os ganhos previstos devem ser considerados como resultado final, que não descartam a possibilidade de ocorrência de perdas em alguns períodos (principalmente nos primeiros períodos após o choque, devido a uma rigidez maior na economia), compensadas por maiores ganhos em outros.

TABELA 11

Impactos percentuais de acordos comerciais sobre o bem-estar nas regiões representadas no modelo

	lib_tar	exp_sub	dom_sup	Doha_har	ftaa	ftaa_exc	ftaa_dsu	ftaa_sbr	meeu	meeu_exc
Brasil	1,59	0,01	0,09	0,77	0,22	0,21	0,25	-0,15	1,41	-0,21
Argentina	0,40	0,02	0,15	0,29	0,28	0,21	0,38	0,19	0,14	0,03
Uruguai	0,58	0,20	0,09	0,62	0,64	0,06	0,67	0,63	0,45	-0,14
Chile	1,44	0,00	-0,08	0,09	0,49	0,47	0,50	0,48	-0,22	-0,08
México	-0,21	-0,01	-0,10	-0,03	0,02	0,02	-0,07	0,00	-0,03	0,00
RAL	0,35	-0,04	-0,08	0,20	0,09	0,08	0,05	0,13	-0,05	-0,01
Estados Unidos	0,02	0,00	0,02	0,01	0,07	0,07	0,10	0,06	-0,01	-0,01
Canadá	-0,04	-0,02	0,09	0,07	0,01	-0,01	0,05	0,02	0,01	0,00
UE	0,36	0,07	0,10	0,33	-0,04	-0,04	-0,05	-0,02	0,11	0,05
REU	0,53	-0,10	-0,02	0,31	-0,03	-0,03	-0,04	-0,02	-0,01	-0,02
Japão	1,38	-0,02	-0,03	0,70	-0,03	-0,03	-0,06	-0,02	0,00	0,00
China	2,89	-0,02	-0,15	1,06	-0,23	-0,22	-0,30	-0,19	-0,04	-0,01
ROW	0,94	-0,04	-0,07	0,54	-0,09	-0,09	-0,12	-0,07	-0,04	-0,02

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os acordos regionais de comércio, quais sejam a Alca e o acordo entre o Mercosul e a UE, também trariam impactos positivos para o Brasil, sendo que, no caso da completa eliminação de tarifas entre membros, o acordo com a UE proporcionaria ganhos seis vezes mais expressivos do que a Alca. As barreiras tarifárias do continente europeu aos produtos brasileiros são tão expressivas que o acesso privilegiado aos países do Mercosul traria ganhos comparáveis aos da liberalização mundial de tarifas. Contudo, caso a UE continue a proteger os mercados de produtos do agronegócio, um acordo com o Mercosul trará redução de bem-estar para o Brasil, da ordem de 0,2%.

A formação da Alca traz ganhos modestos para o país, que são pouco afetados caso os produtos mais protegidos nos Estados Unidos sejam excluídos do acordo, uma vez que esse país prioriza a proteção através de medidas não-tarifárias, praticando tarifas modestas para a maioria dos produtos. Além disso, os ganhos com a Alca aumentariam em apenas 0,03% caso o apoio doméstico dado aos agricultores norte-americanos fosse eliminado. Esse resultado confirma o observado no cenário de eliminação multilateral de subsídios à produção doméstica, que traz impactos modestos para o Brasil.

Os parceiros comerciais do Brasil e as demais regiões representadas no modelo sofrem impactos diferenciados nos cenários simulados. A remoção de tarifas é o cenário que traz resultados mais expressivos para a maioria das regiões, com destaque para a China, de longe o maior beneficiado, com ganhos de bem-estar da ordem de 2,9%. Apenas o Canadá e o México apresentam perda de bem-estar com a liberalização tarifária mundial, uma vez que perdem o acesso privilegiado que hoje possuem no mercado norte-americano, através do Nafta. Já a remoção de subsídios não traz grandes impactos nas regiões do modelo. O Uruguai seria o maior beneficiado com a eliminação dos subsídios às exportações, enquanto a Argentina teria maiores ganhos com a eliminação do suporte doméstico dado pelos países desenvolvidos.

O cenário simulado para a Rodada de Doha proporciona ganhos para todas as regiões do modelo, com destaque para a China novamente, o Japão e o Uruguai. Apenas o México seria afetado negativamente, porém, de forma pouco expressiva. Esses resultados evidenciam ganhos potenciais consideráveis para a economia mundial a partir de um desfecho positivo da Rodada no sentido de maior liberalização comercial.

A Argentina e o Uruguai apresentam ganhos mais expressivos com a Alca do que o Brasil. Contudo, a inclusão dos produtos mais protegidos pelos Estados Unidos no acordo é essencial para que o Uruguai aufera ganhos, uma vez que o aumento de bem-estar nesse país se reduz de 0,64% com a Alca completa, para 0,06% na Alca com exceções. Já no caso do acordo entre Mercosul e UE, Argentina e Uruguai não seriam tão beneficiados como o Brasil, caso o acordo não exclua nenhum produto. No caso de exceções a produtos do agronegócio, o acordo com a UE passa a ser indesejável, ou indiferente, para os países do Mercosul. Argentina e Uruguai, dessa forma, ganham mais com a Alca do que com esse acordo.

A tabela 12 apresenta os resultados dos cenários simulados sobre mudanças na remuneração dos fatores primários de produção. Na maioria dos acordos observa-se um forte incremento na remuneração da terra, fator esse empregado somente pelos setores agropecuários. Apenas os cenários de formação da Alca provocam redução na remuneração da terra. Os cenários de eliminação de tarifas, formação do acordo Mercosul-UE e da Rodada de Doha provocam variações extremamente elevadas na remuneração desse fator. Tais resultados são consequência dos efeitos positivos das reduções tarifárias sobre a produção e as exportações agropecuárias de alimentos no Brasil, indicando ser esse setor o grande beneficiado pela maioria dos acordos. Como os níveis relativos de proteção comercial desses produtos no mundo são mais elevados do que dos demais setores da economia e como o Brasil possui o fator específico terra em relativa abundância em comparação ao resto do mundo, a liberalização comercial provoca a grande valorização desse fator.

TABELA 12

Mudanças na remuneração dos fatores de produção no Brasil

(Em %)

	lib_tar	exp_sub	dom_sup	doha_har	ftaa	ftaa_exc	ftaa_dsu	ftaa_sbr	meeu	meeu_exc
Capital	1,20	0,00	0,01	0,51	0,70	0,70	0,71	-0,11	0,66	0,42
Trabalho não-qualificado	0,53	-0,01	-0,07	0,16	0,78	0,78	0,74	-0,14	0,07	0,36
Trabalho qualificado	0,49	-0,01	-0,10	0,14	0,63	0,63	0,60	-0,11	0,04	0,33
Terra	143,04	0,90	12,72	56,52	-0,17	-0,82	4,45	1,49	130,31	6,73
Recursos naturais	-15,09	-0,49	-3,05	-10,60	-2,60	-2,19	-3,65	2,04	-17,99	3,71

Fonte: Resultados da pesquisa.

As remunerações dos dois tipos de trabalho considerados no estudo – trabalho qualificado e trabalho não-qualificado – variam de forma bastante semelhante em cada cenário, e de forma bem menos expressiva do que o fator terra. Já o fator capital apresenta maiores variações que o trabalho nos cenários de eliminação de tarifas, Doha e acordo Mercosul-UE, apesar de essas variações serem bem menos expressivas do que as variações do fator terra. Os resultados refletem as mudanças setoriais da produção e da demanda por fatores produtivos. Dessa forma, cenários em que o capital apresenta uma valorização mais intensa que o trabalho indicam um balanço agregado de aumento na produção de setores relativamente mais intensivos em capital, como se pode esperar no caso da agricultura de exportação no cenário de Doha e no acordo entre Mercosul e UE. A maior valorização relativa do fator trabalho no cenário Alca sugere que a produção de setores industriais (como têxteis) e/ou agropecuários intensivos em trabalho não-qualificado esteja sendo beneficiada.

O fator recursos naturais, por sua vez, sofre impactos negativos em praticamente todos os cenários. Esse fator representa recursos primários utilizados principalmente pelos setores de mineração (omn), sugerindo que tais setores seriam menos favorecidos que os demais quando da liberalização comercial, fato esse que será confirmado mais adiante.

A tabela 13 apresenta os impactos dos cenários simulados sobre os preços dos bens domésticos no Brasil. Essas mudanças em preços são importantes para analisar os efeitos sobre os diferentes tipos de domicílios. Os aumentos em preços de alimentos afetam de forma mais significativa famílias de menor renda, enquanto os aumentos mais modestos em preços de bens manufaturados e serviços significam impactos relativos menos pronunciados no consumo das famílias mais ricas.

Percebe-se que a maioria dos cenários provoca aumentos generalizados de preços no país. Nos cenários de completa liberalização tarifária, do acordo

TABELA 13

Mudanças percentuais nos preços domésticos

(Em %)

	lib_tar	exp_sub	dom_sup	doha_har	ftaa	Ftaa_exc	ftaa_dsu	ftaa_sbr	meeu	meeu_exc
pdr	15,0	0,1	1,9	7,2	0,8	0,7	1,9	-0,6	14,5	0,4
wht	10,4	0,2	2,0	5,5	0,8	0,6	1,9	-0,1	9,4	0,2
gro	18,1	0,2	1,9	8,6	0,6	0,5	1,6	-0,6	14,5	0,0
v_f	12,6	0,1	1,6	6,1	0,6	0,5	1,5	-0,6	12,5	0,0
osd	12,2	0,1	3,0	6,0	0,5	0,4	2,0	-0,6	10,4	-0,1
c_b	13,8	0,2	1,7	6,6	0,7	0,4	1,5	-0,7	15,0	-0,1
pfb	12,4	0,1	1,8	6,2	0,7	0,6	1,6	-0,7	12,1	0,0
ocr	13,2	0,1	1,5	6,2	1,0	0,9	1,7	-0,6	11,8	0,6
ctl	28,9	0,2	2,0	12,7	0,7	0,6	1,6	-0,6	28,5	0,1
oap	16,3	0,2	1,6	7,9	0,6	0,5	1,4	-0,6	16,3	0,0
rmk	15,6	0,2	2,0	7,5	0,8	0,6	1,8	-0,6	14,9	0,1
omn	-0,4	0,0	0,2	-0,1	0,1	0,2	0,5	-0,4	-0,5	-0,2
cmt	16,2	0,1	1,4	7,5	0,7	0,6	1,4	-0,7	16,2	-0,2
omt	14,4	0,1	1,4	6,9	0,7	0,6	1,4	-0,7	14,4	-0,2
vol	7,3	0,1	1,9	4,0	0,6	0,5	1,5	-0,6	6,7	-0,4
mil	7,3	0,1	1,1	4,0	0,8	0,7	1,4	-0,7	7,3	-0,3
pcr	7,1	0,1	1,1	3,8	0,8	0,7	1,5	-0,7	7,0	-0,3
sgr	6,4	0,1	1,0	3,5	0,5	0,4	1,1	-0,7	7,3	-0,6
ofd	5,0	0,1	1,0	2,9	0,7	0,6	1,3	-0,6	5,1	-0,4
b_t	4,2	0,1	0,9	2,6	0,6	0,5	1,1	-0,7	4,5	-0,6
tex	1,1	0,1	0,7	1,5	0,1	0,1	0,6	-0,7	2,9	-1,0
crp	1,5	0,0	0,7	1,5	-0,2	-0,3	0,3	-0,7	2,8	-1,1
omf	1,3	0,0	0,6	1,3	0,0	0,0	0,5	-0,7	2,2	-1,1
trd	3,5	0,1	0,7	2,2	0,9	0,8	1,4	-0,8	3,8	-0,5
otp	1,7	0,0	0,7	1,5	0,2	0,2	0,7	-0,7	2,5	-0,9
ser	3,5	0,1	0,7	2,2	0,9	0,8	1,4	-0,8	3,8	-0,5

Fonte: Resultados da pesquisa.

Mercosul-UE e da Rodada de Doha, ocorrem aumentos pronunciados em preços, bem como verificam-se aumentos mais expressivos nos preços dos bens do agronegócio. Tais aumentos são consequência do crescimento da demanda pelos produtos exportados pelo Brasil no mercado externo, uma vez que esses produtos são relativamente mais protegidos no restante do mundo do que no Brasil. Já os aumentos generalizados nos preços de bens não pertencentes ao agronegócio, mesmo que modestos, são consequência da maior demanda nacional e mundial que ocorre a partir da liberalização desses mercados, principalmente pelos países em desenvolvimento. Dessa forma, apesar de se esperar que a liberalização comercial traga reduções em preços de bens mais protegidos, produtos manufaturados no caso do Brasil, o que se observa é uma elevação de preços pelo aumento da renda e da demanda nas diversas regiões do modelo. Em termos relativos, no entanto, os resultados evidenciam a construção teórica do modelo, fundamentado na teoria neoclássica de comércio, de maior valorização daqueles bens relativamente menos protegidos no mercado doméstico antes da liberalização.

Os cenários simulados trazem impactos diferenciados sobre os setores econômicos no Brasil, como mostra a tabela 14. As maiores mudanças percentuais ocorrem nos segmentos exportadores do agronegócio e nos cenários de maiores reduções de tarifas (liberalização tarifária, Doha e acordo Mercosul-UE). Nesses cenários, destacam-se os aumentos expressivos na produção de cereais e milho, bovinos, outros animais, abate de bovinos e açúcar, bem como a queda na produção da maioria dos demais produtos, incluindo alguns em que o Brasil possui reconhecida competitividade internacional, como grãos oleaginosos. Esse aparente paradoxo pode ser explicado por dois motivos: primeiro, devido ao fechamento macroeconômico do modelo, que impõe ausência de mudanças na conta corrente, ou seja, o saldo do balanço de pagamentos deve ser o mesmo antes e depois do choque. Dessa forma, aumentos no valor das exportações significam maior demanda por moeda estrangeira, levando à valorização da taxa de câmbio real e ao aumento no valor das importações. Como alguns poucos produtos brasileiros são bastante competitivos e favorecidos pelos acordos, a grande expansão nas exportações e produção desses bens deve ser acompanhada por aumento nas importações e redução na produção de muitos outros bens.

O segundo motivo é que o aumento na produção de um setor requer o aumento no emprego de fatores de produção, que devem ser deslocados da produção de outros bens, não tão favorecidos pelo acordo. Isso é particularmente importante e explica a queda na produção de muitos setores da agropecuária, que demandam o fator específico terra. Assim, quando os segmentos de grãos oleaginosos e pecuária expandem fortemente sua produção, o fazem às custas da redução de emprego de terra (bem como de outros fatores) na produção de outros segmentos agropecuários.

TABELA 14

Mudanças no valor da produção setorial brasileira

(Em %)

	lib_tar	exp_sub	dom_sup	doha_har	ftaa	ftaa_exc	ftaa_dsu	ftaa_sbr	meeu	meeu_exc
pdr	-1,3	0,0	0,0	-0,5	0,7	0,1	2,6	0,9	-1,6	3,7
wht	-8,4	0,8	3,0	-2,2	1,4	0,5	4,3	4,9	-13,4	5,2
gro	32,2	0,9	2,2	19,4	-0,9	-0,9	0,4	0,4	8,8	1,1
v_f	-9,3	-0,1	-2,3	-5,5	-1,0	-1,0	-1,4	0,2	-7,6	0,3
osd	-4,3	-0,2	19,0	-1,5	-0,9	-0,9	7,2	1,0	-15,7	0,8
c_b	3,0	0,7	-0,5	1,8	0,5	-1,2	0,4	-0,3	14,8	0,2
pfb	-12,5	0,2	0,4	-5,8	0,7	0,8	0,2	-0,4	-12,0	-0,3
ocr	-11,4	-0,3	-3,1	-7,2	1,2	1,4	-0,2	0,3	-15,3	3,5
ctl	91,8	0,6	1,4	49,1	-0,9	-0,8	-1,2	0,1	98,1	-0,1
oap	13,7	0,5	-0,7	8,9	-1,4	-1,4	-1,8	0,2	16,1	0,2
rmk	-2,8	0,3	0,2	-0,5	0,0	-0,4	0,1	0,1	-2,4	-0,4
omn	-2,8	-0,1	-0,4	-1,8	-0,4	-0,4	-0,5	0,3	-3,3	0,4
cmt	129,5	0,5	2,2	68,2	-0,5	-0,5	-0,9	0,1	137,4	-0,3
omt	-9,5	1,3	-2,6	-0,7	-3,1	-2,9	-4,0	0,4	-5,0	0,3
vol	-7,5	0,0	-0,4	-3,5	-0,7	-0,6	-0,6	0,0	-4,5	0,5
mil	-3,5	0,5	-0,2	-0,5	0,3	-0,4	0,2	0,1	-2,6	-0,5
pcr	-2,0	0,0	-0,1	-0,8	-0,3	-0,4	-0,4	0,0	-1,2	-0,5
sgr	14,7	1,6	-0,9	7,7	2,4	-1,4	2,1	-0,2	39,0	1,2
ofd	3,6	0,1	-0,2	1,4	-0,5	-0,5	-0,5	-0,2	3,1	5,7
b_t	-0,2	0,0	-0,1	0,0	-0,3	-0,3	-0,3	-0,1	0,0	-0,3
tex	-6,7	0,1	-0,3	-2,3	2,5	2,4	2,4	-0,8	-2,9	-0,4
crp	-8,4	-0,1	-0,2	-3,9	-1,3	-1,2	-1,2	-0,5	-7,2	-1,0
omf	-7,9	-0,1	-0,6	-4,3	1,4	1,5	1,1	-0,1	-8,6	-0,7
trd	0,3	0,0	0,0	0,2	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,5	-0,2
otp	1,2	0,0	0,2	0,4	0,0	0,0	0,0	0,1	0,4	0,4
ser	-0,2	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	0,0	-0,2	-0,1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Alguns outros resultados setoriais são importantes de serem apontados, como a redução considerável na produção de outros manufaturados (entre 4,6% e 8,6%) nos cenários de maior impacto, o aumento na produção desses bens com a formação da Alca, a forte expansão da produção de grãos oleaginosos no cenário de eliminação do suporte doméstico nos países desenvolvidos, a pouca diferença nos resultados setoriais entre os cenários de formação da Alca sem exceções e com exceções, e a grande diferença nos resultados setoriais entre os cenários de formação do acordo Mercosul-UE sem exceções e com exceções. Esses resultados permitem concluir que, ao nível setorial, o Brasil tem muito a ganhar com a redução de barreiras comerciais em nível mundial, ou por parte da UE, em alguns setores específicos do agronegócio. Além disso, deve-se esperar expressivas mudanças na distribuição setorial da renda quanto maiores e mais amplas forem as reduções tarifárias. Contudo, um acordo regional nas Américas não deve proporcionar impactos consideráveis na distribuição setorial da renda.

A tabela 15 apresenta os impactos dos cenários simulados sobre as exportações setoriais brasileiras. As mudanças nas exportações acompanham, em geral, as mudanças na produção, com algumas poucas exceções. O arroz em casca é uma dessas exceções, já que as suas exportações aumentam de forma bastante pronunciada na maioria dos cenários, enquanto a produção aumenta de forma modesta, ou mesmo diminui, nesses mesmos cenários. Vale notar que as exportações desse produto são bastante modestas no equilíbrio inicial, de forma que aumentos na exportação da ordem de 100% não indicam grandes aumentos em valores absolutos.

Os produtos que sofrem maiores barreiras tarifárias internacionais são os mais beneficiados com aumentos nas exportações a partir dos cenários simulados. O produto de maior destaque em termos de aumento nas exportações é o da indústria de abate de bovinos, com incrementos superiores a 500% nos cenários em que ocorrem maiores reduções nas tarifas aplicadas por países parceiros do Brasil. Esse resultado revela o grande potencial que o país possui nas vendas internacionais desse bem e a superioridade competitiva em relação às demais regiões, bem como o excesso de barreiras tarifárias impostas pelos países, em particular, pelos membros da UE (tarifas *ad valorem* superiores a 100%).

Muitos produtos apresentam quedas nas exportações, incluindo alguns do agronegócio, em que o Brasil possui reconhecida competitividade, devido ao fechamento da conta corrente e ao grande aumento nas exportações verificados para alguns poucos produtos. Dessa forma, para manter o saldo da conta corrente inalterado após o choque, muitos produtos precisam ter suas exportações reduzidas, frente aos aumentos expressivos das exportações de milho e cereais, abate de bovinos, açúcar e outros alimentos.

Ainda vale destacar que as exportações de bens manufaturados não ligados ao agronegócio são favorecidas com a Alca e com o acordo Mercosul-UE com

TABELA 15

Mudanças nas exportações setoriais brasileiras

(Em %)

	lib_tar	exp_sub	dom_sup	doha_har	ftaa	ftaa_exc	ftaa_dsu	ftaa_sbr	meeu	meeu_exc
pdr	210,4	-0,1	138,9	111,7	245,1	242,2	1228,1	-100,0	10,1	-3,6
wht	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gro	60,1	2,4	6,5	38,4	-1,6	-1,5	2,8	0,9	-19,2	0,0
v_f	-21,9	-0,7	-8,1	-15,8	-1,7	-1,5	-2,7	0,1	-17,7	0,2
osd	-3,8	-0,6	39,7	-0,9	-1,1	-1,1	15,6	1,9	-29,6	0,5
c_b	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
pfb	-32,8	0,5	2,5	-17,1	-0,5	-0,2	-2,3	-0,7	-41,8	0,4
ocr	-22,4	-0,9	-7,7	-16,6	4,8	5,3	1,0	0,9	-37,3	8,4
ctl	-58,1	0,1	26,2	-32,8	-2,9	-2,4	-5,6	2,5	-61,9	-0,1
oap	-39,6	-1,3	-5,4	-24,5	-2,6	-2,4	-4,5	0,1	-46,6	1,5
rmk	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
omn	6,4	0,0	-0,6	2,5	-1,8	-1,8	-1,7	0,1	5,5	2,0
cmt	994,2	3,4	19,0	517,5	-1,6	-1,3	-3,4	0,7	1.048,4	2,1
omt	-11,3	3,3	-6,3	3,8	-7,1	-6,5	-9,2	1,2	-1,1	2,0
vol	-50,4	0,4	-1,4	-25,6	-1,5	-1,4	-0,2	0,9	-31,4	3,0
mil	1,5	28,9	-2,9	42,0	110,5	-4,8	111,3	-1,3	-5,7	3,0
pcr	-55,0	0,7	-0,2	-10,0	30,8	30,6	33,6	-7,6	-8,8	1,5
sgr	40,5	4,1	-2,1	20,8	7,2	-3,2	6,7	-0,4	105,3	2,4
ofd	20,1	0,3	-1,7	6,2	-0,3	0,0	-0,5	-0,6	13,2	37,5
b_t	-5,9	0,1	-1,3	-3,1	-1,1	-1,2	-1,4	-4,2	-4,9	5,7
tex	-7,1	0,1	-2,3	-6,5	37,6	37,9	36,8	-8,3	-13,9	11,5
crp	-6,0	-0,2	-2,7	-6,7	12,1	12,4	11,4	-5,8	-16,1	5,4
omf	4,8	-0,4	-1,9	-3,5	21,0	21,3	20,2	-1,4	-11,6	10,8
trd	-9,4	-0,3	-2,0	-6,6	-5,1	-4,9	-5,5	1,6	-13,0	2,4
otp	-4,5	-0,3	1,9	-3,9	-2,3	-2,1	-2,6	1,6	-8,7	3,9
ser	-10,9	-0,3	-2,3	-7,4	-4,8	-4,6	-5,3	1,9	-13,2	2,4

Fonte: Resultados da pesquisa.

exceções. No caso da Alca, esse resultado reflete o tamanho e a diversidade do mercado formado, que permite ao país aproveitar oportunidades de vantagens comparativas em relação a outros países da América Latina, exportando bens manufaturados para esses países. Já no caso do acordo Mercosul-UE que exclui alguns produtos do agronegócio, os aumentos nas exportações de bens manufaturados estão relacionados à necessidade de equilíbrio da conta corrente, uma vez que as exportações de bens do agronegócio são limitadas nesse cenário e o Brasil aumenta suas importações de manufaturados com origem no continente europeu.

A tabela 16 apresenta as mudanças percentuais nas importações brasileiras a partir dos cenários simulados. Ocorre um aumento generalizado nas importações brasileiras de todos os bens na maioria dos cenários, com exceção do cenário de formação da Alca sem a participação do Brasil. Os cenários de cortes tarifários mais pronunciados e mais abrangentes (liberalização tarifária, Doha e acordo Mercosul-UE) são os que provocam aumentos mais pronunciados nas importações. Vale notar, contudo, que muitos produtos do agronegócio sofrem expressivos aumentos percentuais em importações, incluindo aqueles com crescimento nas exportações. Como os valores iniciais de importações desses produtos pelo Brasil são pequenos (ver tabela 6), as mudanças absolutas são pouco expressivas.

Esses resultados mostram que um processo de maior integração comercial da economia brasileira, através de abertura multilateral ou de acordos regionais, deve ser acompanhado pelo intenso aumento do fluxo comercial, o que inclui o aumento das importações. Os resultados confirmam a observação de tarifas relativamente elevadas no Brasil em relação a muitos outros países, o que implica aumentos de importações a partir da maior integração comercial.

Ainda em relação às mudanças em importações, é importante ressaltar os resultados dos cenários de eliminação dos subsídios às exportações e dos subsídios à produção nos países desenvolvidos. Esses cenários provocam a redução nas importações brasileiras de alguns produtos, como laticínios, carnes e óleos vegetais, mostrando que tais distorções afetam os preços internacionais e aumentam artificialmente as importações de países como o Brasil. Contudo, no caso brasileiro, a remoção desses subsídios não é suficiente para trazer mudanças consideráveis na produção ou na renda agregada do país.

Os resultados da tabela 11 mostram ganhos agregados médios para todos os consumidores. Contudo, não permitem analisar o que aconteceria com diferentes grupos de renda na economia brasileira. Considerando que o foco principal do presente estudo é a agropecuária, é de interesse estimar os impactos dos cenários de política comercial sobre a renda das famílias e domicílios ligados ao meio rural. A tabela 20 apresenta os impactos dos acordos comerciais simulados sobre o bem-estar dos grupos de domicílios de diferentes níveis de renda, agrupados de acordo

TABELA 16

Mudanças nas importações setoriais brasileiras

(Em %)

	lib_tar	exp_sub	dom_sup	doha_har	ftaa	ftaa_exc	ftaa_dsu	ftaa_sbr	meeu	meeu_exc
pdr	50,2	0,5	0,4	19,5	-9,7	-2,1	-12,0	-14,3	47,5	5,5
wht	6,5	-0,1	-0,5	2,6	-0,8	-0,6	-1,3	-1,1	6,8	4,1
gro	29,0	0,0	-0,1	13,3	-0,5	0,0	-0,8	-1,8	22,2	2,1
v_f	16,4	-0,3	0,6	7,1	3,0	3,4	2,8	-2,0	14,6	0,4
osd	15,8	0,2	1,2	6,8	0,8	1,0	0,4	-1,7	23,4	0,6
c_b	49,8	0,2	6,0	20,6	17,4	15,8	24,6	-1,2	41,9	-1,0
pfb	22,0	0,1	0,3	7,7	0,8	0,7	1,0	-0,9	15,7	2,2
ocr	58,1	0,1	2,3	20,8	6,7	6,6	8,0	-1,3	28,9	4,2
ctl	257,5	0,6	-1,1	101,5	-3,4	-0,3	-3,1	-5,5	271,0	0,3
oap	108,4	0,5	3,1	48,6	3,3	3,4	4,5	-1,1	108,4	4,2
rmk	98,2	-4,5	3,6	31,4	4,9	3,8	5,8	-0,5	83,5	0,1
omn	-8,5	-0,1	-1,2	-4,7	3,8	3,9	3,5	-1,1	-9,6	-1,3
cmt	94,5	-3,1	-1,1	27,8	-1,0	2,5	-1,2	-8,0	97,5	-1,5
omt	158,3	-6,0	2,5	38,4	25,4	25,2	27,6	-2,4	108,1	-1,9
vol	55,5	0,2	-2,4	18,2	3,1	3,4	2,0	-2,3	41,9	16,4
mil	61,4	-11,1	0,0	-0,1	1,3	0,9	0,7	-8,2	47,9	-2,4
pcr	16,8	0,5	-0,4	6,7	-0,7	1,4	-1,1	-4,2	12,8	-0,3
sgr	77,1	-11,3	1,2	9,3	28,1	0,5	28,9	-2,1	57,3	-1,5
ofd	32,6	-1,2	0,3	10,4	9,7	9,9	9,6	-1,3	18,8	6,3
b_t	26,2	-0,4	0,6	9,8	3,8	3,8	3,9	-0,6	22,1	16,8
tex	75,9	-0,6	0,8	21,7	16,1	16,0	16,4	-1,8	28,4	13,6
crp	19,2	0,1	0,8	7,2	9,5	9,4	9,8	-1,1	10,2	4,6
omf	33,2	0,1	0,4	11,4	15,0	14,9	15,1	-1,2	19,2	12,0
trd	5,5	0,1	1,1	3,8	2,5	2,4	2,7	-0,9	7,8	-1,5
otp	3,4	0,1	-0,9	2,1	1,1	1,0	1,2	-0,6	4,5	-1,1
ser	5,6	0,2	1,1	3,7	2,1	2,0	2,3	-1,1	6,9	-1,2

Fonte: Resultados da pesquisa.

com a origem dessa renda. De grande importância para a compreensão desses resultados são os impactos sobre a remuneração dos fatores de produção apresentados na tabela 15. As mudanças em preços domésticos (tabela 16) também afetam o bem-estar dos diferentes domicílios.

Os resultados da tabela 17 revelam que os diferentes cenários de política comercial simulados trazem, em geral, ganhos para os grupos de domicílios da agricultura; contudo, tendem a aumentar a concentração de renda entre eles. Além disso, os domicílios urbanos sofrem perdas, mesmo que modestas, como evidenciado pelos gráficos 1 a 3, com exceção do grupo de maior renda, que geralmente ganha. As perdas percentuais em bem-estar são maiores quanto menor é a renda média do domicílio urbano. Esses resultados devem-se principalmente às mudanças nas remunerações dos fatores de produção, fonte de renda dos diferentes domicílios. Contudo, os aumentos em preços dos bens consumidos pelas famílias nos cenários simulados também desempenham papel importante na redução do bem-estar desses domicílios. Dessa forma, os domicílios da agricultura comercial são mais favorecidos, uma vez que elevada parcela da sua renda é proveniente do emprego da terra, além de eles deterem uma parcela maior desse fator do que os demais domicílios. Os diferentes domicílios da agricultura familiar também ganham, já que também possuem parte da sua renda proveniente do uso da terra.

Os cenários que trazem ganhos mais expressivos para a agricultura familiar são, em ordem de importância, de total liberalização tarifária, do acordo Mercosul-UE

TABELA 17

Mudanças no bem-estar dos domicílios brasileiros

(Em %)

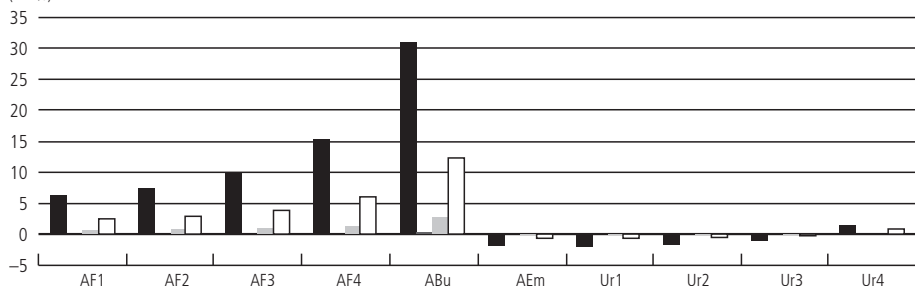
	lib_tar	exp_sub	dom_sup	doha_har	ftaa	ftaa_exc	ftaa_dsu	ftaa_sbr	meeu	meeu_exc
AF1	6,23	0,02	0,57	2,49	-0,28	-0,31	-0,09	-0,05	5,92	-0,33
AF2	7,30	0,03	0,64	2,81	-0,35	-0,37	-0,13	0,05	6,79	-0,13
AF3	9,76	0,04	0,86	3,74	-0,41	-0,44	-0,11	0,15	8,97	0,10
AF4	15,35	0,09	1,34	6,03	-0,25	-0,31	0,23	0,17	14,04	0,41
ABu	31,05	0,19	2,70	12,35	0,09	-0,04	1,08	0,20	28,15	1,22
AEm	-1,89	-0,02	-0,18	-0,68	-0,06	-0,05	-0,14	-0,16	-1,57	-0,60
Ur1	-1,92	-0,02	-0,17	-0,69	-0,21	-0,20	-0,28	-0,12	-1,54	-0,64
Ur2	-1,54	-0,02	-0,14	-0,53	-0,20	-0,19	-0,26	-0,11	-1,22	-0,58
Ur3	-1,03	-0,01	-0,10	-0,32	-0,11	-0,11	-0,16	-0,10	-0,82	-0,47
Ur4	1,39	0,01	0,03	0,77	0,57	0,56	0,59	-0,23	1,06	-0,06

Fonte: Resultados da pesquisa.

GRÁFICO 1

Mudanças em bem-estar nos domicílios brasileiros nos cenários de liberalização multilateral

(Em %)



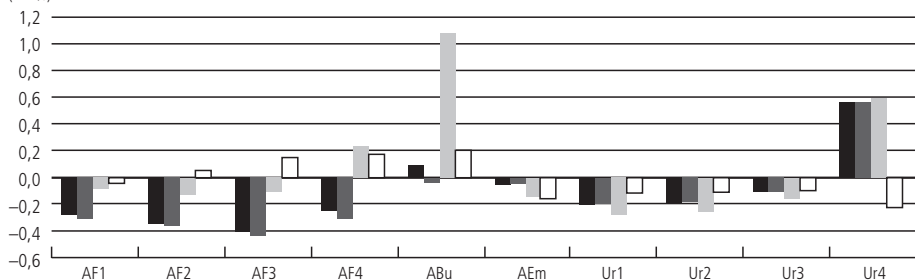
Fonte: Resultados da pesquisa.

■ Liberalização tarifária ■ Elim. sub. exportações ■ Elim. sub. dom. □ Doha Harbinson

GRÁFICO 2

Mudanças em bem-estar nos domicílios brasileiros nos cenários de formação da Alca

(Em %)



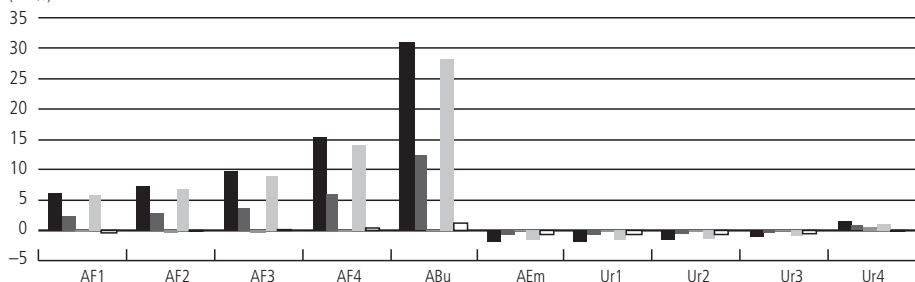
Fonte: Resultados da pesquisa.

■ Alca ■ Alca c/ exc. ■ Alca s/ subs. Estados Unidos □ Alca s/ Brasil

GRÁFICO 3

Mudanças em bem-estar nos domicílios brasileiros nos cenários de liberalização tarifária, Doha, Alca e Mercosul-UE

(Em %)



Fonte: Resultados da pesquisa.

■ Liberalização tarifária ■ Doha Harbinson ■ Alca ■ Mercosul-UE □ Mercosul-UE c/ exc.

sem exceções e da Rodada de Doha, como pode ser visto no gráfico 1. Esses cenários produzem ganhos de bem-estar entre 2,5% e 15,3% para os diferentes grupos da agricultura familiar. Os demais cenários trazem ganhos inferiores a 1%, ou mesmo perdas de bem-estar. As perdas ocorrem no caso da participação do Brasil na Alca (gráfico 2) e no caso do acordo Mercosul-UE, com exclusão de produtos do agronegócio (gráfico 3).

O grupo de domicílios da agricultura comercial é o maior beneficiado com os acordos, uma vez que apresenta, em média, maior nível tecnológico e é mais competitivo, com maior concentração de capital e terras e produção especializada em *commodities* de exportação. Dessa forma, como os acordos beneficiam a produção agropecuária brasileira, sabidamente competitiva e sujeita a elevadas barreiras comerciais no mundo, os agentes que possuem e empregam com maior intensidade os fatores de produção específicos dessa atividade, bem como apresentam maior produtividade no uso do capital, são os maiores beneficiados. Mesmo a formação da Alca, desfavorável aos agricultores familiares, traz benefícios aos agricultores comerciais, ainda que modestos, uma vez que predomina tal tipo de agricultura na produção dos poucos produtos agropecuários beneficiados com esse acordo, como o açúcar.

Os empregados na agricultura perdem em todos os cenários simulados. Esse resultado ocorre devido à concentração da origem da renda desses trabalhadores no trabalho não qualificado e à ausência da posse de terras e emprego de capital. Além disso, os preços dos alimentos tendem a aumentar com os cenários, já que o Brasil é um grande exportador de produtos alimentícios, o que contribui para a perda de bem-estar dos empregados na agricultura.

Outros estudos, como os de Ferreira Filho e Horridge (2004, 2005) e Harrison *et al.* (2003), bem como os resultados encontrados na literatura em geral, sugerem que o efeito do aumento da renda se sobrepõe aos efeitos da elevação do preço da cesta de consumo, trazendo aumentos de bem-estar para os mais pobres. Como o modelo utilizado no presente trabalho tem uma estrutura semelhante ao de Harrison *et al.* (2003), acredita-se que a forma de desagregar os domicílios rurais aqui utilizada seja a principal responsável pelos resultados negativos para os trabalhadores agrícolas. Nos demais estudos, os domicílios são separados primariamente por extratos de renda, e os diferentes extratos apresentam, em maior ou menor grau, a posse do fator terra. Naqueles estudos, a terra apresenta grande aumento na sua remuneração quando da implementação dos choques, de forma que os efeitos sobre a renda sempre acabam se sobrepondo aos efeitos sobre o consumo. No presente trabalho, como a maior parte da renda dos trabalhadores rurais vem do trabalho não-qualificado, geralmente menos valorizado que o capital e bem menos que a terra nos cenários, e esses trabalhadores não possuem nenhuma

dotação do fator terra, os efeitos do lado do consumo parecem ser mais expressivos sobre o bem-estar.

Entre os domicílios urbanos, apenas o de renda mais elevada apresenta ganhos com os acordos, apesar de tais ganhos serem geralmente inferiores aos dos domicílios da agricultura familiar e comercial. Os ganhos dos domicílios urbanos mais ricos ocorrem uma vez que esse grupo é o grande detentor de capital na economia, fator de produção que apresenta, em geral, valorização mais elevada que o trabalho, de acordo com a tabela 15. As perdas dos demais domicílios urbanos são geralmente modestas, e ligadas à ausência de posse do fator terra, a uma importância maior do trabalho não-qualificado na renda desse grupo, e, finalmente, ao aumento de preço de alguns produtos importantes na composição de consumo dessas famílias.

Vale ressaltar que o modelo não considera a possibilidade de domicílios mudarem de classe de renda. Dessa forma, as perdas observadas para os trabalhadores agropecuários e domicílios urbanos de menor renda consideram a incapacidade desses grupos de adquirirem recursos (terra, capital ou qualificação) que os coloquem em melhor posição diante dos acordos. Apesar de tal restrição ser uma rigidez no modelo, acredita-se que essa representação melhor indica os grupos ganhadores e os perdedores que necessitariam de políticas específicas, como de requalificação e treinamento, e ainda evita a modelagem de comportamentos econômicos de pouco consenso teórico e empírico quanto à mobilidade da mão-de-obra nos mercados de trabalho. E, no caso dos trabalhadores na agricultura e de boa parte da agricultura familiar, a falta de mobilidade parece ser coerente com a observação de consideráveis diferenciais de renda média entre domicílios urbanos e rurais no Brasil, sem, contudo, a esperada consequência de taxas elevadas em termos de migração rural-urbana.

5 CONCLUSÕES

O presente estudo estimou os impactos de diferentes acordos comerciais sobre a economia e a agricultura brasileira. Procurou-se analisar com maior profundidade os impactos sobre a renda de diferentes domicílios, com destaque para as famílias rurais. A inovação deste trabalho em comparação com estudos anteriores sobre o tema foi a desagregação das famílias rurais, separadas em três grandes categorias: domicílios da agricultura familiar, da agricultura comercial e de trabalhadores agrícolas. Dessa forma, procurou-se verificar se a maior integração comercial traz impactos diferenciados sobre a agricultura comercial e a agricultura familiar, e entre as famílias rurais e urbanas.

Os resultados obtidos permitem concluir que os acordos comerciais, ao reduzirem as barreiras de comércio, trazem ganhos agregados potenciais para o Brasil em termos de bem-estar, como apontado por outros estudos do gênero. Tais ganhos

decorrem, na maioria dos cenários, dos aumentos nas exportações e na produção de produtos agropecuários e na remuneração dos fatores de produção, com impacto positivo sobre a renda e o consumo das famílias. O acesso a mercados, pela liberalização multilateral tarifária, mostra-se muito mais importante para o Brasil do que a eliminação dos subsídios às exportações e do suporte doméstico nos países desenvolvidos.

Entre os principais acordos comerciais em discussão na atualidade, um acordo entre Mercosul e UE revelou-se o de maiores ganhos agregados potenciais, mas este traria perdas se o acesso aos mercados agrícolas da UE fosse limitado. Nessa situação, um acordo multilateral no âmbito da Rodada de Doha, que reduza picos tarifários nos países desenvolvidos, seria a melhor opção para o Brasil. A formação da Alca mostrou-se a opção mais modesta em termos de ganhos agregados para o país, com poucas mudanças nos resultados se os Estados Unidos excluíssem desse acordo seus produtos agrícolas mais protegidos, ou se, por outro lado, eliminarem o suporte doméstico dado aos produtores americanos. A formação do acordo das Américas sem a participação brasileira traz perdas agregadas para o Brasil.

Os impactos dos acordos indicaram que a agricultura familiar costuma ser beneficiada com ganhos percentuais geralmente superiores aos ganhos agregados para o país. Nesse sentido, os resultados indicam uma melhora na distribuição da renda entre campo e cidade. Contudo, os ganhos apresentaram uma tendência à concentração de renda no meio rural, uma vez que são maiores para as famílias rurais de renda mais elevada e superiores para a agricultura patronal. Além disso, o grupo de trabalhadores rurais, desprovidos de terra e capital, sempre perde com os acordos, em parte pela peculiaridade do modelo de impedir a mobilidade dos domicílios de um grupo para outro.

Os resultados em bem-estar são consequência das mudanças nas remunerações dos fatores de produção, que determinam a renda dos domicílios, bem como das mudanças em preços dos bens e serviços. A remuneração do fator terra aumentou nos cenários devido aos incrementos consideráveis na produção de alguns bens agrícolas, explicando os ganhos para a agricultura familiar e a patronal. Aumentos na remuneração do fator capital, geralmente mais expressivos do que os aumentos na remuneração do trabalho, explicam os ganhos para os domicílios urbanos de maior renda e para a agricultura patronal. Já os trabalhadores agrícolas perdem com os cenários, uma vez que são desprovidos de terra e recebem sua remuneração quase que exclusivamente do trabalho não-qualificado, fator cuja remuneração apresenta aumentos geralmente inferiores aos dos demais fatores. Além disso, os aumentos em preços dos bens domésticos foram expressivos para os bens mais importantes no consumo desse grupo, gerando um efeito líquido negativo sobre o seu bem-estar. As mudanças em preços também contribuíram para as perdas dos domicílios urbanos de menor renda.

Deve-se destacar que o temor de que a agricultura familiar seja prejudicada pela abertura comercial, no caso da liberalização multilateral e do acordo Mercosul-UE, por produzir bens direcionados aos mercados domésticos, não foi corroborado pelos resultados da pesquisa. Aliás, como destacado anteriormente, a agricultura familiar brasileira é responsável por parcelas consideráveis da produção de muitas *commodities* agrícolas beneficiadas pelos acordos, e é mais diversificada ao nível de propriedade. Como seria esperado, a agricultura patronal é a maior beneficiada com os acordos, uma vez que produz mais de 50% da produção nacional da maioria dos produtos do agronegócio que ganham com a liberalização, bem como é mais intensiva em tecnologia e uso de insumos modernos, e apresenta maior eficiência na produção em escala.

Finalmente, recomenda-se, a partir dos resultados apresentados, que seja deixado de lado o viés anti-abertura comercial justificado por argumentos de prejuízos aos grupos de agricultores de menor renda, uma vez que esses grupos, bem como a economia agregada, tendem a ganhar na maioria dos acordos. A redução das barreiras comerciais de produtos agrícolas favorece mais a agricultura comercial, mas não traz prejuízos para a agricultura familiar. Contudo, como esperado pelas teorias de comércio, existem grupos perdedores com a maior abertura comercial, e esses grupos são justamente os que têm menor acesso ao capital, à terra e à qualificação da mão-de-obra. Dessa forma, a maior abertura comercial não permite a diminuição de problemas de concentração e distribuição de renda no país. No entanto, políticas que visem à melhoria da distribuição de renda, principalmente as ligadas ao acesso ao capital e à qualificação, seriam complementares às políticas de abertura comercial para promover o aumento do bem-estar na economia brasileira.

ABSTRACT

This paper estimates the impacts of trade agreements scenarios on the Brazilian economy, sectors and families, considering the differences between rural and urban households and familiar and commercial farmers. We use a computable general equilibrium model with the most recent Global Trade Analysis Project (GTAP) data. The model is modified to account for different types of households in Brazil. We simulate multilateral, regional and multi-regional trade liberalization agreements. In general, the familiar agriculture gains with the agreements and the income differential between rural and urban households decreases. However, we notice a tendency of income concentration in agriculture, since the commercial farmers present higher gains, and the landless and less educated rural employees suffer losses.

REFERÊNCIAS

ANDERSON, K.; MARTIN, W.; MENSBRUGGHE, D. Doha merchandise trade reform and developing countries: what's at stake? In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 8., 2005. Disponível em: <<http://www.gtap.agecon.purdue.edu>>.

ANTIMIANI, A.; CONFORTI, P.; SALVATICI, L. Alternative scenarios and strategic interactions between developed and developing countries in the agricultural trade negotiations of the Doha round: a reappraisal. In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 8., 2005. Disponível em: <<http://www.gtap.agecon.purdue.edu>>.

AZZONI, C. R.; GUILHOTO, J. J. M.; HADDAD, E. A.; SILVEIRA, F. G.; MENEZES, T.; HASEGAWA, M. M. Commodity price changes and their impacts on poverty on developing countries: the Brazilian case. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. 43., Ribeirão Preto, 2005. *Anais...* Sober, Ribeirão Preto, 2005.

BARRETO, F. A. F. D.; CASTELAR, I.; BENEVIDES, A. de A. Integração comercial, dotação de fatores e desigualdade de renda pessoal dos estados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 3, p. 597-624, 2003.

BATISTA, J. C. *Relações comerciais entre o Brasil e o México*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000 (Texto para discussão, n. 710).

_____. Livre comércio de produtos manufaturados entre o Brasil e a União Européia. In: TIRONI, L. F. (Org.). *Aspectos estratégicos da política comercial brasileira*. Brasília: Ipea/Ipri, 2001.

BROOKE, A.; KENDRICK, D.; MEERAUS, A.; RAMAN, R. *GAMS: a user's guide*. GAMS Development Corporation, 1998. 262 p. Disponível em: <<http://www.gams.com>>.

BUETRE, B.; NAIR, R.; CHE, N.; PODBURY, T. Agricultural trade liberalisation: effects on developing countries output, income and trade. In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 7., Washington, 2004. *Anais...* Washington: The World Bank and Center for Global Trade Analysis, 2004. Disponível em: <<http://www.gtap.agecon.purdue.edu>>.

BUSSOLO, M.; LAY, J.; MENSBRUGGHE, D. Structural change and poverty reduction in Brazil: the impact of Doha Round. In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 8., 2005. Disponível em: <<http://www.gtap.agecon.purdue.edu>>.

CARVALHO, A.; PARENTE, M. A.; LERDA, S.; MIYATA, S. *Impactos da integração comercial Brasil - Estados Unidos*. Rio de Janeiro: Ipea, 1999 (Texto para discussão, n. 646).

CLINE, W. *Trade policy and global poverty*. Washington, D. C: Institute for International Economics, 2003.

DECREUX, Y.; GUÉRIN, J. L. Mercosur: free-trade area with the EU or with the Americas? Some lessons from the model Mirage. In: SEMINÁRIO IMPACTS OF TRADE LIBERALIZATION AGREEMENTS ON LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN. Washington: CEPII e BID (Orgs.). Nov. 2001.

DIAO, X.; DÍAZ-BONILLA, E.; ROBINSON, S. Scenarios for trade integration in the Americas. In: SEMINÁRIO IMPACTS OF TRADE LIBERALIZATION AGREEMENTS ON LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN, Washington: CEPII e BID (Orgs.). Nov. 2001.

FERREIRA FILHO, J. B. de S.; HORRIDGE, M. Economic integration, poverty and regional inequality in Brazil. In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 7. Washington: The World Bank and Center for Global Trade Analysis, 2004. Disponível em: <<http://www.gtap.agecon.purdue.edu>>.

_____. *The Doha Round, poverty and inequality in Brazil*. In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 8., 2005. Disponível em: <<http://www.gtap.agecon.purdue.edu>>.

FIGUEIREDO, A. M. R.; FERREIRA, A. V.; TEIXEIRA, E. C. Impactos da integração econômica nas *commodities* da economia brasileira e da União Européia. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 1, p. 77-106, 2001.

GTAP – Global Trade Analysis Project. 2001. Disponível em: <<http://www.agecon.purdue.edu/gtap>>.

GURGEL, A. C. Impactos da liberalização comercial de produtos do agronegócio na Rodada de Doha. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 2, p. 133-151, 2006.

GURGEL, A. C.; BITENCOURT, M. B.; TEIXEIRA, E. C. Impactos dos acordos de liberalização comercial Alca e Mercosul sobre os países membros. Rio de Janeiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 335-369, 2002.

GURGEL, A. C.; CAMPOS, A. C. Impactos da Alca sobre o agronegócio brasileiro na presença de economias de escala e competição imperfeita. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 3, p. 435-480, 2003.

_____. Avaliação de políticas comerciais em modelos de equilíbrio geral com pressuposições alternativas quanto aos retornos à escala. *Estudos Econômicos* (IPE/USP), v. 36, n. 2, p. 323-354, 2006.

HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E. P.; PEROBELLI, F. S. Impactos setoriais e regionais da integração. In: TIRONI, L. F. (Ed.). *Aspectos estratégicos da política comercial brasileira*. Brasília: Ipeal/Ipri, 2001. v. 1.

_____. Regional effects of alternative strategies for economic integration: the case of Brazil. *Journal of Policy Modeling*, v. 24, p. 453-482, 2002.

HARRISON, G.; RUTHERFORD, T.; TARR, D.; GURGEL, A. Políticas comerciais regionais, multilaterais e unilaterais do Mercosul para o crescimento econômico e redução da pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 1, p. 1-60, 2003.

HERTEL, T. W. (Ed.). *Global trade analysis: modeling and applications*. Cambridge University Press, Cambridge and New York, 1997.

HERTEL, T. W.; KEENEY, R.; VALENZUELA, E. Global analysis of agricultural trade liberalization: assessing model validity. In: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS. 7., 2004. Disponível em: <<http://www.gtap.aglocon.purdue.edu>>.

HERTEL, T. W.; PRECKEL, P. V.; CRANFIELD, J. A. L.; IVANIC, M. Multilateral trade liberalization and poverty in Brazil and Chile. *Économie Internationale*, n. 94-95, p. 201-234, 2003.

HINOJOSA-OJEDA, R.; ROBINSON, S. Brazil and the United States at the gateway of the FTAA: a CGE modeling approach to challenges and options. In: CARVALHO, A.; PARENTE, A. *Brazil, Mercosur and the Free Trade Areas of the Americas*. Brasília: Ipea, 2000.

INCRA/FAO – Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária/Food and Agriculture Organization. *Novo retrato da agricultura familiar: o Brasil redescoberto*. Brasília, fev. 2000. Disponível em: <<http://www.INCRA.gov.br/fao>>.

JANK, M. S.; JALES, M. de Q. M. A agricultura nas negociações da OMC, Alca e UE-Mercosul: impasses e perspectivas. In: BRASIL: DESAFIOS E OPORTUNIDADES DE INTEGRAÇÃO. Seminário BID e FGV, São Paulo, nov. 2003.

MENSBRUGGHE, D.; GUERRERO, R. Free trade arrangements in the Americas: quid for agriculture? In: CARVALHO, A.; PARENTE, A. *Brazil, Mercosur and the Free Trade Areas of the Americas*. Brasília: Ipea, 2000.

MONTEAGUDO, J.; WATANUKI, M. Regional trade agreements for Mercosur: a comparison between the FTAA and the FTA with the European Union. *Economie Internationale*, n. 94-95, v. 2-3, p. 53-76, 2003. Disponível em: <<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/publicationseconomieinter/rev9495/rev9495c.htm>>.

PEREIRA, L. V. Análise do potencial de relações econômicas entre o Mercosul e o Grupo Andino. In: BAUMANN, R. (Ed.). *Mercosul – Avanços e desafios da integração*. Brasília: Ipeal/Cepal, 2001.

ROLAND-HOLST, R.; VAN DER MENSBRUGGHE, D. Regionalism versus globalization in the Americas: empirical evidence on opportunities and challenges. In: SEMINÁRIO IMPACTS OF TRADE LIBERALIZATION AGREEMENTS ON LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN. Washington: CEPII e BID (Orgs.), Nov. 2001.

RUTHERFORD, T. F. Extensions of GAMS for complementarity problems arising in applied economics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 19, n. 8, p. 1299-1324, 1995.

_____. Applied general equilibrium modeling with MPSGE as a GAMS subsystem: an overview of the modeling framework and syntax. *Computational Economics*, v. 14, n. 1, p. 1-46, 1999.

_____. *GTAP6inGAMS: The dataset and static model*. 2005. Mimeo. 42 p. Disponível em: <<http://www.mpsge.org/gtap6/gtap6gams.pdf>>.

RUTHERFORD, T. F.; PALTSEV, S. V. *GTAPinGAMS and GTAP-EG: global datasets for economic research and illustrative models*. Department of Economics, University of Colorado, 2000 (Working paper). 64 p. Disponível em: <<http://nash.colorado.edu/gtap/gtapgams.html>>.

SADOULET, E.; DE JANVRY, A. *Quantitative development policy analysis*. Baltimore: The Johns Hopkins University, 1995. 397 p.

SHOVEN, J. B.; WHALLEY, J. *Applying general equilibrium*. 3.Ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 299 p.

WTO. *Negotiations on agriculture: first draft of modalities for the further commitments*. TN/AG/W/1/Rev.1, Geneva: World Trade Organization, 19 Mar. 2003 (The Harbinson Draft).

(Originais recebidos em dezembro de 2006. Revistos em março de 2007.)

ANEXO I

Desagregação dos domicílios brasileiros

Os dados de consumo privado e fonte da renda no Brasil presentes no GTAP6 foram desagregados de forma a caracterizar dez tipos de domicílios diferentes, agrupados em diferentes extratos de renda média e de acordo com a predominância da origem da renda, se rural ou urbana. Para realizar essa desagregação, foram utilizados dados da Matriz de Contabilidade Social (SAM) do estudo *Commodity Price Changes and their Impacts on Poverty in Developing Countries: the Brazilian Case*, de Azzoni *et al.* (2005).⁷

A SAM construída nesse estudo diz respeito ao ano-base de 1999 e contém 40 produtos, dos quais 17 representam produtos agrícolas primários, 15 produtos

7. A SAM do estudo citado foi gentilmente fornecida por Joaquim Guilhoto através de contato pessoal.

processados do agronegócio, 3 insumos agropecuários industriais, outros 2 produtos industriais e alguns setores terciários (transporte, comércio e serviços). A definição dos domicílios rurais baseou-se no Censo Agropecuário de 1996-1997 e na Pesquisa de Padrões de Vida (PPV) de 1996, ambos do IBGE. O censo agropecuário foi utilizado para obter informações sobre tecnologia e tamanhos das propriedades rurais, enquanto a PPV forneceu informações sobre características dos domicílios, estruturas do consumo, entre outras. A definição dos diferentes domicílios agropecuários baseia-se no estudo do Ministério da Reforma Agrária/ Incra e da FAO, discutido na seção 2.

A partir dos dados do censo agropecuário e da PPV, foram construídas as submatrizes que relacionam a renda dos fatores de produção terra, capital e trabalho, aos diferentes tipos de agentes presentes na matriz, originalmente, domicílios urbanos, domicílios rurais, empresas urbanas e empresas rurais.

A estrutura do uso da renda e do consumo das famílias na SAM foi construída a partir dos dados da PPV e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE (IBGE, 1987, 1996). Os dados da PPV foram utilizados para caracterizar o dispêndio dos domicílios rurais, enquanto os domicílios urbanos tiveram suas despesas desagregadas a partir dos dados da POF.

A tabela A.I.1 apresenta os dados originais da MCS de Azzoni *et al.* (2005) sobre a fonte de renda dos agentes. Nota-se pela tabela que os domicílios agrícolas recebem uma renda menor do que os domicílios urbanos, principalmente devido ao menor número de famílias nos meios rurais em relação ao urbano, e que ocorre o aumento progressivo da renda da agricultura familiar 1 até o grupo de domicílios urbanos 4. As tabelas A.I.2 e A.I.3 permitem analisar melhor a composição da renda dos domicílios e da economia.

A tabela A.I.2 apresenta a participação de cada domicílio no total da renda do país, por origem da renda. A tabela evidencia o aumento progressivo da participação das famílias rurais para as famílias urbanas no recebimento da renda dos fatores. Dessa forma, a renda do capital e a renda do trabalho concentram-se nos domicílios urbanos 3 e 4, bem como as transferências do governo. No caso do fator terra, mais de 50% da renda oriunda do emprego desse fator são recebidos pelos domicílios da agricultura patronal (ou comercial). Os empregados na agricultura recebem 4% do total da renda do trabalho na economia e 2% do total das transferências do governo, e nada recebem da renda da terra e do capital na economia. Entre as famílias da agricultura familiar, percebe-se que a maior diferença entre estas no que diz respeito à participação no total da renda está no recebimento da renda da terra e das transferências do governo.

A tabela A.I.3 apresenta a composição da renda dos domicílios desagregados no estudo. A tabela mostra que os grupos da agricultura familiar 1 e 2 são mais

TABELA A.I.1

Renda dos domicílios urbanos de acordo com a origem pelo emprego dos fatores de produção e transferências do governo

(Em R\$ milhões)

	Terra	Capital	Trabalho	Transferências do governo	Total
Ag. fam. 1	826	647	4.092	789	6.355
Ag. fam. 2	785	615	3.532	1.543	6.475
Ag. fam. 3	2.336	1.830	6.421	4.823	15.410
Ag. fam. 4	3.638	2.853	9.385	5.102	20.978
<i>Business ag.</i>	8.055	6.307	-	1.393	15.755
<i>Ag. employees</i>	-	-	16.865	1.989	18.854
Urb. 1	-	8.996	16.796	3.753	29.545
Urb. 2	-	18.978	42.289	10.253	71.520
Urb. 3	-	34.639	79.701	19.729	134.069
Urb. 4	-	201.642	204.151	75.577	481.370
Total	15.641	276.506	383.232	124.951	800.329

Fonte: Azzoni *et al.* (2005).

TABELA A.I.2

Participação dos domicílios na composição total da renda dos fatores e transferências do governo

(Em %)

	Terra	Capital	Trabalho	Transferências do governo
Ag. fam. 1	5	0	1	1
Ag. fam. 2	5	0	1	1
Ag. fam. 3	15	1	2	4
Ag. fam. 4	23	1	2	4
<i>Business ag.</i>	52	2	-	1
<i>Ag. employees</i>	-	-	4	2
Urb. 1	-	3	4	3
Urb. 2	-	7	11	8
Urb. 3	-	13	21	16
Urb. 4	-	73	53	60
Total	100	100	100	100

Fonte: Azzoni *et al.* (2005).

TABELA A.I.3

Participação dos fatores de produção e transferências do governo no total da renda das famílias

(Em %)

	Terra	Capital	Trabalho	Transferências do governo	Total
Ag. fam. 1	13	10	64	12	100
Ag. fam. 2	12	9	55	24	100
Ag. fam. 3	15	12	42	31	100
Ag. fam. 4	17	14	45	24	100
Business ag.	51	40	-	9	100
Ag. employees	-	-	89	11	100
Urb. 1	-	30	57	13	100
Urb. 2	-	27	59	14	100
Urb. 3	-	26	59	15	100
Urb. 4	-	42	42	16	100

Fonte: Azzoni *et al.* (2005).

intensivos em trabalho do que os grupos da agricultura familiar 3 e 4, enquanto estes são mais intensivos em terra e capital do que os anteriores. A agricultura comercial é bastante intensiva em terra e capital, recebendo toda a sua renda do emprego desses dois fatores e de alguma transferência do governo. O grupo de domicílios mais intensivo no uso do fator trabalho é o dos trabalhadores agropecuários. Em relação aos domicílios urbanos, percebe-se que a agricultura familiar recebe menor parcela da sua renda como renda do capital, mesmo em relação ao grupo de domicílios urbanos de menor renda (grupo 1). Contudo, a agricultura familiar geralmente recebe mais transferências do governo em termos de parcela da renda total, em relação aos domicílios urbanos.

A tabela A.I.4 apresenta os dados originais da MCS de Azzoni *et al.* (2005) sobre os dispêndios dos diferentes domicílios, incluindo o pagamento de impostos diretos e a poupança, agregados nos mesmos setores e produtos utilizados nesta pesquisa. A tabela A.I.5 apresenta as parcelas de dispêndio de cada tipo de domicílio com os bens e serviços. Os maiores gastos das famílias são com serviços (ser), outros alimentos (ofd) e outros manufaturados (omf). É possível observar um padrão de aumento dos gastos de cada tipo de domicílio com serviços à medida que aumenta a renda média deste e que se passa dos domicílios rurais para os urbanos. O padrão inverso também é observado, em geral, no caso do consumo de alimentos, com maiores gastos relativos nos grupos de menor renda e de origem rural.

TABELA A.I.4

Dispendios dos domicílios

(Em R\$ milhões)

	Ag. fam. 1	Ag. fam. 2	Ag. fam. 3	Ag. fam. 4	Business ag.	Ag. employees	Urb. 1	Urb. 2	Urb. 3	Urb. 4
pdr	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
wht	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gro	3	3	6	3	2	5	8	15	19	31
v_f	60	57	103	51	35	89	151	274	354	566
osd	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
c_b	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1
pfb	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ocr	294	276	502	247	169	435	735	1.334	1.721	2.754
ctl	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
oap	745	604	1.188	556	597	810	1.334	1.918	2.726	4.351
rmk	31	37	85	59	39	93	124	243	333	497
omn	14	18	48	54	41	55	82	210	360	868
cmt	207	185	421	249	161	466	610	1.289	1.585	2.137
omt	578	491	990	464	427	909	1.416	2.196	2.676	3.880
vol	204	194	385	159	112	457	539	949	1.007	1.172
mil	184	223	510	356	236	556	746	1.459	1.999	2.987
pcr	162	139	267	84	63	212	341	523	511	511
sgr	71	76	127	53	40	155	223	346	358	372
ofd	889	845	1.670	1.053	629	1.708	2.876	5.566	7.018	10.550
b_t	144	135	316	226	153	384	516	1.183	1.670	2.622
tex	3	3	9	10	8	10	15	39	67	161
crp	11	12	33	98	59	60	114	308	621	2.695
omf	1.183	1.475	3.928	4.393	3.401	4.549	6.709	17.228	29.530	71.137
trd	92	94	264	789	475	481	914	2.476	4.990	21.666
otp	68	70	196	585	352	357	679	1.838	3.704	16.082
ser	740	757	2.129	6.361	3.828	3.880	7.376	19.973	40.250	174.777
cgds	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Impostos	441	462	1.328	3.333	3.197	2.310	3.111	9.709	24.120	99.957
Poupança	231	318	906	1.796	1.730	871	924	2.442	8.450	61.595
Total	6.355	6.475	15.410	20.978	15.755	18.854	29.545	71.520	134.069	481.370

Fonte: Azzoni *et al.* (2005).

TABELA A.I.5

Parcela de dispêndio dos domicílios com cada bem e serviço

	Ag. fam. 1	Ag. fam. 2	Ag. fam. 3	Ag. fam. 4	Business ag.	Ag. employees	Urb. 1	Urb. 2	Urb. 3	Urb. 4
pdr	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
wht	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gro	0,05	0,05	0,04	0,01	0,01	0,03	0,03	0,02	0,01	0,01
v_f	0,95	0,87	0,67	0,24	0,22	0,47	0,51	0,38	0,26	0,12
osd	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
c_b	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
pfb	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ocr	4,63	4,26	3,26	1,18	1,07	2,31	2,49	1,87	1,28	0,57
ctl	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
oap	11,73	9,34	7,71	2,65	3,79	4,29	4,52	2,68	2,03	0,90
rmk	0,48	0,57	0,55	0,28	0,25	0,49	0,42	0,34	0,25	0,10
omn	0,23	0,28	0,31	0,26	0,26	0,29	0,28	0,29	0,27	0,18
cmt	3,26	2,86	2,73	1,19	1,02	2,47	2,06	1,80	1,18	0,44
omt	9,09	7,58	6,42	2,21	2,71	4,82	4,79	3,07	2,00	0,81
vol	3,21	2,99	2,50	0,76	0,71	2,43	1,83	1,33	0,75	0,24
mil	2,89	3,45	3,31	1,70	1,50	2,95	2,52	2,04	1,49	0,62
pcr	2,55	2,15	1,73	0,40	0,40	1,12	1,16	0,73	0,38	0,11
sgr	1,12	1,18	0,82	0,25	0,25	0,82	0,76	0,48	0,27	0,08
ofd	14,00	13,05	10,84	5,02	3,99	9,06	9,73	7,78	5,23	2,19
b_t	2,26	2,09	2,05	1,08	0,97	2,04	1,75	1,65	1,25	0,54
tex	0,04	0,05	0,06	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,03
crp	0,18	0,18	0,21	0,47	0,37	0,32	0,39	0,43	0,46	0,56
omf	18,61	22,79	25,49	20,94	21,59	24,13	22,71	24,09	22,03	14,78
trd	1,44	1,45	1,71	3,76	3,01	2,55	3,09	3,46	3,72	4,50
otp	1,07	1,08	1,27	2,79	2,24	1,89	2,30	2,57	2,76	3,34
ser	11,64	11,70	13,82	30,32	24,30	20,58	24,97	27,93	30,02	36,31
Impostos	6,93	7,13	8,62	15,89	20,29	12,25	10,53	13,57	17,99	20,77
Poupança	3,64	4,92	5,88	8,56	10,98	4,62	3,13	3,41	6,30	12,80
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Azzoni *et al.* (2005).

As tabelas A.I.1 e A.I.4 representam apenas dados de submatrizes da SAM original do estudo de Azzoni *et al.* (2005), uma vez que apenas esses dados foram utilizados no presente estudo. A partir desses dados, foram desagregados a renda e o consumo do GTAP6 para o Brasil em diferentes domicílios, seguindo os tipos de domicílios do trabalho citado. Para tal, optou-se por manter inalterados os dados agregados de renda e consumo originais do GTAP, e utilizar as proporções (ou parcelas) de renda e consumo de cada domicílio no estudo de Azzoni *et al.* (2005) como informação para desagregar os dados do GTAP.

A desagregação dos dados do GTAP6 em diferentes domicílios a partir das parcelas da renda e do consumo na SAM do trabalho de Azzoni *et al.* (2005) foi realizada como um problema de otimização condicionada, de minimização da diferença entre os dados do GTAP e da SAM, sujeitos às restrições de que a soma do consumo e da renda dos domicílios deveria ser consistente com os dados agregados do GTAP6 para o Brasil, através do *software* GAMS.

As tabelas 7 e 8 apresentam os resultados desse problema de otimização no caso das fontes de renda, em valores absolutos e em termos de participação de cada fator na renda dos domicílios, respectivamente. As tabelas 9 e 10, por sua vez, mostram os resultados para o dispêndio das famílias, apresentados, respectivamente, em valores absolutos e na forma de parcela de dispêndio dos domicílios com cada bem. Os dados das tabelas 8 e 10 são os utilizados no modelo computável de equilíbrio geral do presente estudo para representar a renda e o dispêndio dos diferentes grupos de domicílios.

ANEXO II

Dados de proteção comercial no modelo

De grande importância na avaliação dos impactos de acordos comerciais são os níveis de proteção aplicados pelos países antes da simulação dos acordos. A tabela A.II.1 apresenta os níveis de tarifas médias aplicadas pelas regiões na base de dados do GTAP. Essas tarifas refletem as reduções tarifárias acordadas ao final da Rodada do Uruguai, bem como uma grande gama de acordos regionais, como o Nafta e o Mercosul. A tabela A.II.2 apresenta os subsídios às exportações presentes na base de dados do GTAP6. A tabela A.II.3 apresenta as informações sobre o apoio doméstico nos países desenvolvidos do modelo, na forma de subsídios diretos à produção e ao uso de fatores primários de produção.

TABELA A.II.1

Tarifas médias aplicadas pelas regiões representadas na base de dados

(Em %)

	BRA	ARG	URY	CHL	MEX	XLA	USA	CAN	EUR	XER	JPN	CHN	ROW
pdr	2,3	0,2	9,2	5,9	1,1	14,4	3,6	-	53,5	7,9	758,6	0,4	22,2
wht	5,5	0,7	5,8	7,0	1,5	8,1	2,3	2,0	0,9	47,8	183,1	1,0	7,7
gro	5,1	1,2	4,9	7,0	32,9	11,3	0,0	0,0	17,9	25,1	38,5	87,9	79,4
v_f	11,0	10,5	8,5	6,8	11,4	11,5	0,7	0,9	17,1	17,1	14,1	24,7	14,5
osd	0,1	2,2	5,6	7,0	0,4	4,4	2,8	-	-	26,5	0,4	101,1	68,0
c_b	9,5	-	-	-	-	13,8	0,2	-	9,9	34,4	-	9,1	6,8
pfb	5,9	3,8	3,8	6,9	0,9	6,5	0,8	-	-	0,2	-	3,0	1,9
ocr	9,2	5,6	6,5	6,9	10,5	8,3	2,0	0,8	2,6	12,1	1,8	16,7	15,5
ctl	0,9	1,5	0,3	6,5	2,6	3,3	0,0	-	10,4	15,5	18,8	3,5	2,5
oap	5,0	4,1	6,0	6,5	1,4	6,2	0,4	7,1	0,5	6,5	0,8	3,4	4,4
omn	0,4	0,9	0,1	6,9	3,6	2,5	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0	0,3	4,1
cmt	5,0	6,3	9,8	7,0	3,0	8,9	4,2	6,5	46,7	79,4	43,5	15,9	14,2
omt	12,7	11,3	12,1	6,7	17,9	14,3	1,5	51,0	18,8	48,1	50,8	14,2	15,5
vol	10,4	10,1	0,7	6,9	4,2	9,4	1,0	1,3	11,8	17,4	2,3	12,9	27,3
mil	18,3	15,0	14,2	6,9	38,7	15,9	18,5	110,3	37,8	29,7	53,1	19,6	10,1
pcr	9,4	3,9	7,0	6,9	6,5	14,9	4,6	-	110,0	7,9	841,8	1,0	15,8
sgr	14,7	13,1	9,2	6,9	13,1	10,4	25,0	0,8	110,6	26,1	245,5	18,8	22,0
ofd	11,6	15,3	15,9	7,0	5,2	10,0	2,5	8,3	8,1	15,4	9,5	18,0	13,5
b_t	20,8	19,7	17,7	6,9	20,1	19,6	1,4	5,2	7,4	23,6	15,1	41,3	32,6
tex	16,0	12,5	18,4	7,0	6,8	13,6	9,1	14,2	4,1	5,2	9,0	20,5	15,2
crp	8,5	9,2	10,7	7,0	3,7	6,9	2,1	2,1	1,7	1,8	1,0	13,4	6,8
omf	11,3	11,2	7,8	6,5	4,4	9,5	1,4	1,9	1,5	3,0	0,8	11,6	5,7
ser	-	-	-	0,0	0,0	0,0	-	-	-	0,1	-	-	0,0

Fonte: GTAP (2001).

TABELA A.II.2

Subsídios às exportações aplicados pelas regiões representadas na base de dados

(Em %)

	ARG	CHL	EUR	MEX	ROW	URY	USA	XER	XLA
wht	-	-	7,95	-	-	-	-	-	-
gro	-	-	25,03	-	-	-	-	0,41	-
v_f	-	-	2,26	-	0,44	-	-	11,98	-
pfb	-	-	-	-	0,55	-	-	-	-
ocr	-	-	-	-	0,11	-	-	-	-
ctl	-	-	-	-	-	-	-	2,86	-
oap	-	-	0,62	-	0,00	-	-	-	-
rmk	-	-	-	-	-	-	-	5,79	0,03
omn	0,39	-	-	-	0,08	-	-	0,71	-
cmt	-	-	45,84	-	-	-	-	2,64	-
omt	-	-	5,37	-	0,02	-	-	2,03	-
vol	-	-	-	-	0,94	-	-	-	-
mil	-	-	23,53	-	-	-	7,26	14,60	-
pcr	-	-	31,48	-	-	-	-	-	-
sgr	-	-	37,59	-	0,38	-	-	5,21	-
ofd	-	-	3,14	-	0,08	-	-	2,03	-
b_t	-	-	0,92	-	-	-	-	-	-
tex	-	-	-	-	0,05	19,24	-	-	4,11
crp	-	-	-	-	-	2,43	-	-	0,83
omf	-	0,05	-	0,52	-	0,57	-	0,26	0,86

Fonte: GTAP (2001).

TABELA A.II.3

Subsídios diretos à produção doméstica e ao uso dos fatores primários de produção nos países/regiões desenvolvidos representados na base de dados

(Em %)

	Canadá			União Européia			Japão			Estados Unidos	
	Produção	Capital	Terra	Produção	Capital	Terra	Produção	Capital	Terra	Produção	Terra
pdr	-	-	39,4	-	7,6	9,4	5,6	10,7	-	85,7	14,6
wht	0,5	-	-	0,3	80,6	7,7	0,0	6,8	-	3,6	10,2
gro	5,6	-	52,7	0,2	11,0	91,8	1,5	11,7	34,5	6,7	61,2
v_f	0,5	-	21,4	0,4	3,0	11,0	0,1	-	14,4	4,3	13,8
osd	0,6	-	39,2	35,7	4,1	24,6	45,9	-	54,7	28,8	18,8
c_b	-	-	72,6	0,3	3,9	82,3	0,1	-	-	2,2	11,7
pfb	0,5	-	-	29,7	8,4	77,5	0,1	9,0	26,9	4,3	38,7
ocr	-	1,8	79,0	2,7	21,6	21,8	-	9,6	-	3,9	26,5
ctl	1,0	-	-	0,6	32,4	12,1	3,7	2,9	13,4	0,1	11,9
oap	-	-	47,9	0,8	4,3	9,1	-	3,1	33,3	0,0	24,8
rmk	0,7	-	67,7	0,2	11,5	92,2	3,5	11,6	-	2,7	77,0
omf	-	-	-	0,4	-	-	-	-	-	-	-
otp	-	-	-	2,8	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: GTAP (2001).

EFICIÊNCIA TÉCNICA, PRODUTIVIDADE E LIDERANÇA TECNOLÓGICA NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA

Luiz Chabalgoity*

Emerson Marinho**

Mauricio Benegas***

Paulo J. Neto**

Este artigo analisa a evolução da eficiência técnica (ET) e a produtividade das instituições financeiras brasileiras após a entrada e o aumento da participação do capital por bancos estrangeiros. Nesse sentido, constrói-se uma fronteira de produção utilizando-se a metodologia Análise Envolvória de Dados – Data Envelopment Analysis (DEA) – que permite o cálculo das ETs. Em seguida, fazendo uso dessas medidas, calcula-se o índice de produtividade total de Malmquist. A indústria bancária apresentou ganhos de produtividade total originados exclusivamente do progresso tecnológico. Por outro lado, a ET dos bancos brasileiros caiu 3,6%. Os bancos estrangeiros obtiveram os maiores ganhos de produtividade, seguidos dos privados nacionais. Os bancos privados nacionais, através de um teste de liderança tecnológica que compara diretamente as fronteiras dos subgrupos de bancos (privados nacionais, estrangeiros e públicos) e a metafronteira da indústria, determinaram o padrão tecnológico da indústria brasileira.

1 INTRODUÇÃO

Desde 1995 o Sistema Financeiro Nacional (SFN) vem passando por profundas modificações, algumas de caráter legal e institucional, outras determinadas pelas forças de mercado. A intervenção direta do governo, desde aquele ano, teve como um dos objetivos aprimorar, consolidar e tornar mais eficiente o sistema. Com efeito, com a estabilidade macroeconômica alcançada com o Plano Real, uma fonte importante de receitas para as instituições bancárias foi praticamente extinta: o *floating*. Esse ganho era propiciado pela perda do valor real dos depósitos à vista que eram apropriados pelos bancos (ALMEIDA JÚNIOR; MENDONÇA DE BARROS, 1996).

Algumas medidas foram necessárias para manter a confiança dos depositantes e investidores nas instituições financeiras e, com isso, afastar a possibilidade de ocorrência de uma crise sistêmica. Entre essas, a liberalização em relação à participação do capital estrangeiro no SFN, que, apesar de ser tomada num contexto de fragilidade crescente do sistema bancário nacional, teve também o intuito de promover o aumento da eficiência e da produtividade dos bancos brasileiros que produzissem efeitos positivos sobre o padrão tecnológico da indústria.

* Assessor econômico do Banco do Brasil e professor do Curso de Administração da UnB.

** Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia do Caen/UFC.

*** Professor do Departamento de Teoria Econômica da UFC e pesquisador do Curso de Pós-Graduação em Economia do Caen/UFC.

Portanto, a intenção da política governamental quanto ao aumento do capital estrangeiro no sistema bancário teve dois vetores: resolver o problema conjuntural de atrair capital para solucionar a insolvência de alguns bancos e promover o aumento da eficiência e produtividade do setor. Em síntese, esses foram os dois argumentos levantados pelo governo federal na exposição de motivos que “estabeleceu que é do interesse do País a entrada e/ou o aumento da participação de bancos estrangeiros na economia brasileira” (ALMEIDA JÚNIOR; MENDONÇA DE BARROS, 1996).

Levine (1996) aponta que a entrada de bancos estrangeiros pode promover incremento da qualidade e a disponibilidade de serviços financeiros no mercado bancário doméstico devido ao aumento da concorrência, o que, por sua vez, motivaria o uso de tecnologias e práticas bancárias mais avançadas.

Bevilaqua e Loyo (1998) sustentam que os argumentos favoráveis à liberalização são: ganhos clássicos advindos da comercialização de alguns serviços financeiros, incremento da concorrência com diminuição do poder de mercado, ganhos de bem-estar econômico, queda nos custos da intermediação financeira, melhor alocação do crédito, incremento da estabilidade e modernização do sistema de pagamentos. Assim, a política governamental estava alinhada com os resultados esperados pela teoria econômica.

Claessens, Demirgüç-Kunt e Huizinga (2001) reuniram observações de aproximadamente 7.900 bancos em 80 países entre os anos de 1988 e 1995 e encontraram resultados que corroboraram as expectativas em relação à entrada de bancos estrangeiros. Os autores acharam evidências de que, de fato, para a maior parte dos países do estudo, ocorreu aumento da concorrência e, conseqüentemente, incremento da eficiência de todas as instituições bancárias dos respectivos mercados nacionais.

Em princípio, o desenvolvimento do sistema financeiro de um país está diretamente ligado à eficiência e à produtividade de seus componentes, especialmente os bancos por seu papel na intermediação entre os poupadores e os tomadores de recursos. Nesse sentido, entender e avaliar o comportamento dessas instituições é do interesse não só da pesquisa acadêmica, mas também dos órgãos reguladores do sistema financeiro. Como registram Berger e Humphrey (1997), nos últimos anos, os pesquisadores têm dado crescente importância à quantificação do processo produtivo financeiro, visto o seu importante papel para o bem-estar econômico.

Diante do exposto, o objetivo deste artigo será avaliar a evolução das medidas de eficiência técnica (ET) e produtividade das instituições bancárias que atuavam no país a partir de 1995, quando foi implementada a nova política governamental em relação à participação do capital estrangeiro no SFN. Além disso, busca-se analisar qual grupo de bancos liderou o padrão tecnológico da indústria bancária brasileira a partir daquele momento.

Para tanto, o estudo fará uso da metodologia de análise da fronteira eficiente de produção que proporciona uma medida numérica para determinar o valor da ET. Este último aspecto é preponderante na avaliação do impacto de medidas governamentais cujo objetivo é justamente o aprimoramento da eficiência do sistema.

Existem, basicamente, dois métodos para avaliação da fronteira eficiente de produção. O primeiro foi proposto inicialmente por Aigner, Lovell e Schimidt (1977) e, de forma independente, por Meeusen e Van Den Broeck (1977) e ficou conhecido como Fronteira de Produção Estocástica (FPE). Esse método supõe a estimação econométrica de uma forma paramétrica para a função de produção ou função custo. O modelo Análise Envolvente de Dados – Data Envelopment Analysis (DEA) –, adotado neste trabalho, foi desenvolvido por Charnes, Cooper e Rhodes (1978) e envolve o uso de métodos de programação linear para a construção de fronteiras eficientes de produção não-paramétricas e que não necessitam de conhecimento sobre a função de produção.

Alguns fatores influenciaram na escolha da metodologia DEA. Um deles, por exemplo, foi o fato de o DEA não exigir que as firmas assumam determinado comportamento, como minimização de custos ou maximização de lucros, ao contrário do que ocorre com a FPE. Isso é muito conveniente quando se analisa a indústria bancária, cujas características se aproximam mais de um oligopólio concorrencial (ver NAKANE, 2002; BELAISCH, 2003; PETTERINI, 2003). Esta última estrutura de mercado admite a possibilidade de adoção de outras estratégias pelas firmas.

Desde que as estimações das variações na produtividade são feitas através do índice de produtividade total dos fatores (PTF) de Malmquist (1953), a metodologia DEA permite decompor esse índice de produtividade total em variação de eficiência técnica (VET) (efeito *catching-up*), em variação tecnológica (VTC) (deslocamento da fronteira) e em variação da eficiência de escala (VEE).

Apesar de a pesquisa de Berger e Humphrey (1997) indicar que há um equilíbrio no uso das duas metodologias – DEA e FPE – em estudos empíricos sobre a indústria bancária dos países desenvolvidos, a aplicação da metodologia DEA, no Brasil, é ainda extremamente incipiente. Um dos primeiros trabalhos produzidos foi o de Campos (2002), que utilizou o DEA juntamente com o índice de produtividade total de Malmquist para analisar a produtividade e a eficiência do setor bancário privado brasileiro entre os anos de 1994 e 1999. A diferença entre o trabalho de Campos e o presente estudo está na abrangência da amostra (inclusão dos bancos públicos) e na extensão do período da análise (1995 a 2003).

Outro aspecto que diferencia este trabalho é a utilização do conceito de metafronteira de produção, proposto inicialmente por Hayami (1969) e Hayami e Ruttan (1970; 1971), e que é definido originalmente como a envoltória das fronteiras dos países eficientes na produção agrícola. Esse conceito foi adaptado

para construir a fronteira eficiente de produção dos subgrupos de bancos que se pretende analisar – privados nacionais, estrangeiros e públicos. Além disso, servirá de base teórica para a realização de um teste de liderança tecnológica, desenvolvido por Marinho e Benegas (2002), que indicará qual, ou quais, dos três subgrupos de bancos vai definir a fronteira de produção nacional.

No que se segue, este artigo encontra-se dividido da seguinte forma: a seção 2 aborda os conceitos metodológicos usados no trabalho. A seção 3 faz uma descrição dos dados que são utilizados para estimar a fronteira de produção eficiente; a seção 4 mostra os resultados das ETs obtidas através da metodologia DEA e os índices de PTF. A seção 5 apresenta os principais resultados do teste de liderança tecnológica de Marinho e Benegas (2002), que é o mais importante diferencial teórico do trabalho. Por fim, a última seção conclui o artigo e faz um breve sumário.

2 METODOLOGIA

2.1 Função distância de Shephard e eficiência técnica de Farrell

Antes de definir a função distância de Shephard (1970), a tecnologia de produção, num determinado período t , pode ser definida da seguinte maneira:

$$T^t = \left\{ (x^t, y^t); x^t \text{ pode produzir } y^t \right\} \quad (1)$$

onde $x^t \in R_+^N$ é um vetor de insumos e $y^t \in R_+^M$ é um vetor de produtos.

Formalmente, Shephard (1970) define a função distância orientada pelo produto, com referência à tecnologia no período t como:¹

$$D_0^t(x^t, y^t) = \inf \left\{ \phi : (x^t, y^t / \phi) \in T^t \right\} \quad (2)$$

Intuitivamente, a função distância orientada pelo produto mede a máxima expansão proporcional do vetor produto, dado um determinado vetor de insumos, de maneira que a produção seja ainda factível. Por exemplo, para o caso de um único produto e um único insumo, o parâmetro representa a menor distância pela

1. A função distância orientada pelo insumo é definida como $D_1^t(x^t, y^t) = \sup \left\{ \theta : y^t \in P_t(x^t / \theta) \right\}$.

qual o produto necessita ser deflacionado de forma que a produção se situe sobre a fronteira de produção. Nesse sentido, a função distância assumirá valores menores ou iguais a 1, ou seja, $D_0^t(x^t, y^t) \leq 1$. No caso em que $D_0^t(x^t, y^t) = 1$, (x^t, y^t) estará na fronteira tecnológica e, assim, a produção será tecnicamente eficiente. Quando $D_0^t(x^t, y^t) < 1$, diz-se que (x^t, y^t) é tecnicamente ineficiente, pois nessas circunstâncias a atividade estará no interior do conjunto de produção. Combinando os fatos acima, é mostrado em Färe e Primont (1995) que, se a tecnologia satisfaz a propriedade de livre descarte fraco de produtos, então a função distância caracteriza completamente a tecnologia, no sentido de que $D_0^t(x^t, y^t) \leq 1$ se e somente se $(x^t, y^t) \in T$. Assim, a correspondência de produção pode ser alternativamente expressa como:

$$T^t = \{(x^t, y^t); D_0^t(x^t, y^t) \leq 1\} \subset R_+^M \quad (3)$$

Segundo Farrell (1957), a ET de produção é definida como a habilidade de uma firma em obter um máximo nível de produção em função de um dado conjunto de fatores de produção. Isso posto, pode-se mostrar que a ET produto de Farrell será igual ao inverso da função distância orientada pelo produto. Essa observação é importante quando se usa o DEA, na subseção 2.3, para calcular o índice de produtividade total de Malmquist.

2.2 O índice de produtividade total de Malmquist

Baseados nas idéias originais de Malmquist (1953), Caves, Christensen e Diewert (1982) definiram o índice de PTF de Malmquist com referência à tecnologia em t , orientado pelo produto e denotado por $M_{CCD}(t)$, como:

$$M_{CCD}(t) = D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) / D_0^t(x^t, y^t) \quad (4)$$

onde os componentes do lado direito de (4) são as funções distância definidas na subseção 2.1.

A formulação em (4) é baseada na tecnologia do período t . Também é possível definir o mesmo índice em conexão com a tecnologia do período $t + 1$ como:

$$M_{CCD}(t+1) = D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) / D_0^{t+1}(x^t, y^t) \quad (5)$$

Posteriormente, Färe *et al.* (1994) redefinem o índice de produtividade total de Malmquist a fim de evitar a arbitrariedade na escolha da tecnologia de referência. Para tanto, os autores propuseram que se calculasse a média geométrica das expressões (4) e (5), ou seja:

$$M(t, t+1) = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \left[\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \quad (6)$$

onde a expressão fora dos colchetes mede a VET entre os períodos t e $t + 1$. A parcela dentro dos colchetes em (6) mensura a VTC entre t e $t + 1$. É comum na literatura definir VET como o efeito *catching-up*, ou seja, a aproximação das unidades produtivas ou firmas na direção da fronteira eficiente e VTC como o efeito deslocamento da fronteira entre dois períodos (progresso técnico ou tecnológico).

O índice de Malmquist pode apresentar valores maiores, iguais ou menores do que a unidade, conforme a unidade produtiva presente, respectivamente, crescimento, estagnação ou declínio na produtividade entre os períodos t e $t + 1$. O mesmo raciocínio pode ser estendido para os índices que definem a decomposição em (6). A VET e a VTC terão valores maiores do que 1 quando ocorrer ganho de ET e progresso técnico, respectivamente; valores iguais a 1, na inexistência de mudança técnica e tecnológica, respectivamente; e valores menores do que 1, quando houver decréscimos de ET e VTC, respectivamente.

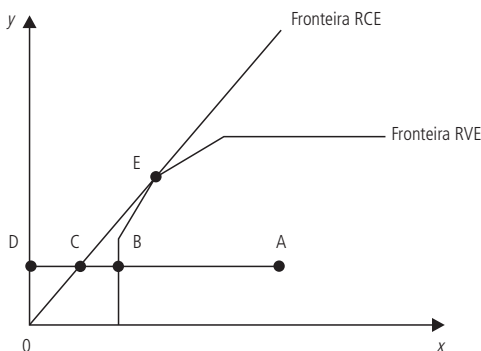
A decomposição do índice PTF de Malmquist em (6) assume que as firmas estejam operando sob uma escala ótima de produção. Entretanto, fatores como imperfeições de mercado podem causar ineficiências de escala. Assim, em geral, as firmas operam em pontos ou com rendimentos crescentes ou decrescentes de escala. Considerando isso, Färe *et al.* (1994) sugeriram decompor a VET em dois componentes: variação da eficiência técnica pura (VETP) e VEE.

Para se calcular esses componentes, faz-se necessário a construção de duas fronteiras de produção, uma supondo retornos constantes de escala (RCE) e outra com retornos variáveis de escala (RVE). Caso uma firma possua diferentes valores de ET sob RCE e RVE, isso indica que ela apresenta ineficiência de escala, a qual pode ser medida pela diferença entre as ETs com relação a ambas as fronteiras.

Esses fatos podem ser melhor visualizados através de um simples exemplo que envolve o caso de um produto e um insumo, como apresentado no gráfico 1.

Sob RCE a ineficiência técnica orientada pelo insumo da firma operando em A é dada pela distância entre os pontos A e C . Sob RVE a ineficiência técnica

GRÁFICO 1

Retornos à escala

pura é determinada pela distância entre os pontos *A* e *B*. A diferença entre essas duas medidas se deve à ineficiência de escala.

Em termos da definição de medidas de ET, tem-se que:

$$ET(RCE): ET = DC / DA;$$

$$ETP(RVE): ETP = DB / DA; \text{ e}$$

$$EE: EE = DC / DB.$$

Segue pois que:

$$ET = ETP \times EE \quad (7)$$

Em resumo, a ET sob RCE pode ser decomposta em dois componentes: ETP e EE.

2.3 Modelo de Análise Envoltória de Dados

O modelo DEA envolve o uso de métodos de programação linear para construir uma fronteira (cone convexo) sobre os dados para, então, se construir medidas de eficiência relativa a essa fronteira. O modelo utilizado foi originalmente proposto por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), por isso conhecido como DEA-CCR.

É suposta a existência de K pares, (x_k^t, y_k^t) , $k = 1, \dots, K$, onde cada par corresponde a uma atividade factível, tal que $x_k^t = (x_{k1}^t, x_{k2}^t, \dots, x_{kN}^t)$ é o vetor de

insumo empregado pela firma k no período t e $y_k^t = (y_{k1}^t, y_{k2}^t, \dots, y_{kM}^t)'$ é o vetor de produtos produzidos por essa mesma firma no mesmo período. Para uso posterior definem-se as matrizes de insumo e produto, respectivamente, como $X^t = (x_1^t, x_2^t, \dots, x_K^t)'$ de dimensão $K \times N$ e $Y^t = (y_1^t, y_2^t, \dots, y_K^t)'$ de dimensão $K \times M$. A tecnologia de produção no período t , construída a partir das observações disponíveis, é definida como o menor cone convexo contendo os pares de vetores (x_k^t, y_k^t) , $k = 1, \dots, K$. Portanto, o conjunto de produção é definido como:

$$T = \left\{ (x^t, y^t); x^t \geq \lambda' X^t, y^t \leq \lambda' Y^t, \lambda \geq 0 \right\} \quad (8)$$

O vetor $\lambda \in \Re_+^K$ corresponde aos níveis de intensidade em que cada atividade opera na amostra. Considerando a tecnologia estabelecida por (8) e a definição (2), a função distância orientada pelo produto da atividade k em t pode ser calculada resolvendo-se o seguinte problema de programação linear:

$$D_0^t(x^t, y^t) = \begin{cases} \min_{\lambda, \phi} \phi \\ \text{sujeito a } x_k^t \geq \lambda' X^t \\ y_k^t / \phi \leq \lambda' Y^t \\ \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (9)$$

Como foi anteriormente observado, a ET (do produto) de Farrell é a recíproca da função distância orientada pelo produto. Assim, denotando por TE_k^t a ET de Farrell da k -ésima firma, isso implica que $TE_k^t = [D_0^t(x_k^t, y_k^t)]^{-1} = \sup \{ \theta : \theta y^t \in P(x^t) \}$. Portanto, usando (9), a ET da k -ésima firma é estimada resolvendo-se:

$$\left[D_0^t(x^t, y^t) \right]^{-1} = \begin{cases} \max_{\lambda, \theta} \theta \\ \text{sujeito a } x_k^t \geq \lambda' X^t \\ \theta y_k^t \leq \lambda' Y^t \\ \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (10)$$

Para o cálculo das funções distância que compõem o índice de produtividade total de Malmquist, definido pela expressão (6), as distâncias $D_0^s(x^w, y^w)$ para $s = t, t + 1$ e $w = t, t + 1$ são estimadas a partir das observações, resolvendo-se:

$$D_0^s(x^w, y^w) = \begin{cases} \min_{\lambda, \phi} \phi \\ \text{sujeito a } x_k^w \geq \lambda' X^s \\ y_k^w / \phi \leq \lambda' Y^s \\ \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (11)$$

onde X^s e Y^s são, respectivamente, as matrizes de insumo e produto das observações referentes ao período s . Finalmente, as estimações das ETPs e das EEs são obtidas pela solução de (11) adicionando-se a restrição $\lambda = 1$, onde $e = (1, \dots, 1) \in \mathbb{R}^K$. Com a imposição dessa condição calculam-se as funções distância sob a tecnologia com RVE e, utilizando-se a expressão (7), obtêm-se residualmente as EEs.

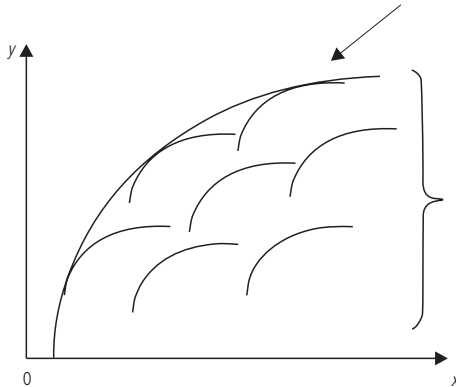
2.4 Metafronteira de produção e teste de liderança tecnológica

O conceito de metafronteira de produção foi primeiramente proposto por Hayami (1969) e Hayami e Ruttan (1970; 1971). Posteriormente, Ruttan *et al.* (1978), reformulando o conceito inicial desses autores, redefiniram-no como a envoltória dos pontos de produção das unidades mais eficientes em um dado grupo.

O gráfico 2 representa no espaço produto (Y)/insumo(X) o conceito de metafronteira de produção da indústria que se caracteriza por ser a envoltória das fronteiras de produção eficientes dos subgrupos de firmas dessa indústria.

GRÁFICO 2

Metafronteira de produção



Definida a metafronteira de produção eficiente, podem-se mensurar as eficiências de cada firma relativamente a essa fronteira e também efetuar comparações entre as firmas de cada subgrupo. Mais ainda, pode-se comparar a eficiência relativa de firmas que operam sob diferentes tecnologias, como deve ser o caso de comparações entre subgrupos de uma mesma indústria.

Através da metodologia DEA calculam-se, separadamente, para cada um dos subgrupos de firmas, suas fronteiras de produção utilizando-se os dados referentes às firmas nos seus vários subgrupos. Por sua vez, a metafronteira de produção da indústria é calculada utilizando-se os dados de todas as firmas da indústria.

Dado que o interesse neste artigo é fazer comparações entre as ETs dos vários segmentos da indústria, surge uma dificuldade de agregação dessas medidas. Em um trabalho recente, entretanto, Färe e Zelenyuk (2003), com base no axioma da indicação agregada de Aczél (1990), demonstram uma maneira para agregar valores de ET de um determinado grupo de firmas, cada qual utilizando N insumos para a produção de um único produto. Isso pode ser sintetizado na proposição que se segue.

Proposição 1: Considere uma indústria com I firmas, cada uma das quais utilizando um vetor $x_i \in R_+^N$ de insumo para a produção de um único produto $y_i \in \mathbb{R}_+$. Seja, $D_0^i(x_i, y_i)$ a função distância orientada pelo produto da i -ésima firma ($i = 1, 2, \dots, I$). Então a função distância agregada orientada pelo produto das I firmas dessa indústria, denotada por $D_0^i\left(x_1, x_2, \dots, x_I, \sum_{i=1}^I y_i\right)$, é dada pela expressão:

$$D_0^i\left(x_1, x_2, \dots, x_I, \sum_{i=1}^I y_i\right) = \left[\sum_{i=1}^I \left[D_0^i(x_i, y_i) \right]^{-1} S_i \right]^{-1}$$

onde

$$S_i = y_i / \sum_{i=1}^I y_i \quad (12)$$

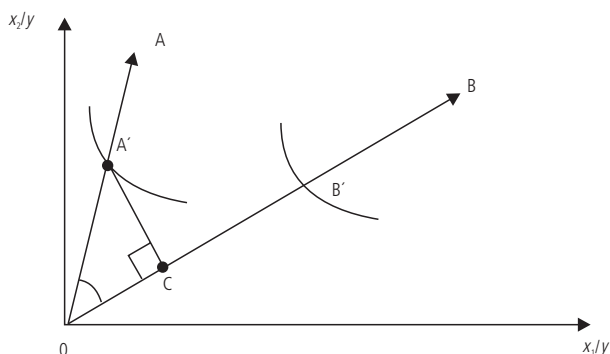
Esse resultado permite a comparação direta entre as fronteiras dos subgrupos e a metafronteira da indústria. Para tanto, em primeiro lugar, fazendo uso de (12), agregam-se os valores da ET dos subgrupos da indústria para, em seguida, torná-los plenamente eficientes (através da projeção radial do ponto observado). Para um determinado subgrupo da indústria, esse procedimento consiste na multiplicação do ponto observado – por exemplo, o ponto *B* no gráfico 3 – pelo valor da ET agregada do subgrupo. Isso gera o ponto de atividade plenamente eficiente do subgrupo representado por *B'* sobre a fronteira desse subgrupo.²

O mesmo procedimento é adotado considerando-se agora todas as firmas da indústria. Assim, o ponto *A* no gráfico 3 representa o ponto de atividade observada da indústria e *A'* o ponto plenamente eficiente da indústria. Ao tornar os subgrupos e a indústria plenamente eficientes pode-se agora testar a existência de hiato tecnológico entre as fronteiras dos subgrupos e a fronteira da indústria como um todo.

Para esse fim, aplica-se o teste de liderança tecnológica proposto por Marinho e Benegas (2002) que é descrito em detalhes a seguir. Para que as ETs de Farrell, obtidas pelos procedimentos de agregação dos subgrupos e da indústria sejam passíveis de comparação, é necessário que elas estejam sobre uma mesma expansão radial, o que, em geral, não ocorre.

Portanto, esse procedimento equivale a projetar ortogonalmente o ponto de atividade eficiente da indústria, *A'* no gráfico 3, sobre a reta que passa pelo vetor *OB*. Essa projeção é representada no gráfico 3 pelo ponto *C*. Agora os pontos *B'* e *C* estão sobre a mesma expansão radial permitindo, assim, a comparação das

GRÁFICO 3

Teste de liderança tecnológica

2. Neste trabalho optou-se por ilustrar o procedimento de comparações das tecnologias através de isoquantas, embora as projeções radiais sejam feitas no produto. Entretanto, sob a hipótese de RCEs a projeção radial do produto equivale à projeção radial dos insumos normalizados pelo produto.

fronteiras. A razão OC/OB' representa uma medida do potencial tecnológico do subgrupo de firmas em relação ao da indústria.

Nesse contexto, entende-se que o potencial tecnológico é mensurado pela distância radial entre a isoquanta do subgrupo analisado e a da indústria. No caso em que a isoquanta do subgrupo em análise encontra-se mais próxima da origem relativamente à da indústria, conclui-se que esse subgrupo determina o potencial tecnológico da indústria.

A intuição subjacente a tal procedimento é atrativa do ponto de vista teórico, pois a projeção ortogonal é uma maneira de tornar a relação capital (K)/trabalho (L), medida pelo ângulo α , a mesma para o subgrupo de firmas bem como para a indústria.

Esse procedimento isola os diferenciais de ET na combinação dos fatores de produção entre o subgrupo e a indústria, restando somente o diferencial ou hiato tecnológico entre eles, que é exatamente o que se deseja analisar.

No que se segue, será considerada uma indústria composta de I firmas, cada qual produzindo um único produto, utilizando dois insumos e operando com uma tecnologia sob RCE. Supõe-se que a indústria esteja dividida em G subgrupos, cada qual com um determinado número I_g de firmas. Sejam $x_I = \sum_{i=1}^I x_i \in \mathfrak{R}_+^2$ e $y_I = \sum_{i=1}^I y_i \in \mathfrak{R}_+$, respectivamente, o vetor de insumos utilizados e o produto da indústria e $\phi_I = D_0^I(x_I, y_I)$ a sua função distância agregada orientada pelo produto, obtida pela equação (12). De modo semelhante, define-se $x_g = \sum_{i=1}^{I_g} x_i \in \mathfrak{R}_+^2$, $y_g = \sum_{i=1}^{I_g} y_i \in \mathfrak{R}_+$ e $\phi_g = D_0^g(x_g, y_g)$ como sendo, respectivamente, o vetor de insumos, o produto e a função distância agregada orientada pelo produto do g -ésimo subgrupo da indústria, $g = 1, \dots, G$.

Assim sendo, a definição 1 descreve como realizar formalmente o teste de liderança tecnológica, originalmente proposto por Marinho e Benegas (2002). Na definição abaixo tem-se que $x_I^* = x_I / (y_I / \phi_I) = \phi_I x_I / y_I$ e $x_g^* = x_g / (y_g / \phi_g) = \phi_g x_g / y_g$ são, respectivamente, os vetores de insumos normalizados da indústria e do g -ésimo subgrupo que estão sobre suas respectivas fronteiras. Observe-se que os vetores $x_I^* = (x_{I1}^*, x_{I2}^*)$ e $x_g^* = (x_{g1}^*, x_{g2}^*)$ definem os insumos normalizados empregados pela indústria e pelo subgrupo g . Em função da homogeneidade de grau +1 nos produtos³ da função distância orientada pelo produto, segue que:

3. As propriedades das funções distâncias são demonstradas em Shephard (1970) ou Färe e Primont (1995).

$$D_0^I(x_I, y_I / \phi_I) = 1 \quad (13)$$

Usando novamente a homogeneidade de grau +1 no produto e a homogeneidade de grau -1 nos insumos, a equação (13) torna-se:

$$D_0^I(\phi_I x_I / y_I, 1) = 1 \quad (14)$$

Finalmente, usando-se a reciprocidade entre as funções distância orientadas pelo produto e pelo insumo, tem-se que:

$$D_i^I = \left[\left[x_I / D_i^I(x_I, y_I) \right] / y_I, 1 \right] = 1 \quad (15)$$

onde $D_i^I(x_I, y_I)$ é a função distância orientada pelo insumo tal como definida na nota de rodapé 1. Portanto, o vetor $x_I^* = \left[x_I / D_i^I(x_I, y_I) \right] / y_I$ está sobre a isoquanta unitária. O mesmo argumento é válido para o vetor de insumos $x_g^* = (x_{g1}^*, x_{g2}^*)$.

Definição 1: Para um subgrupo g , seja $p(x_I^*) \in \mathfrak{R}_+^2$ tal que $\alpha x_g^{*'}(x_g^* - p(x_I^*)) = 0$, para algum $\alpha > 0$, isto é, $p(x_I^*)$ é a projeção ortogonal do vetor x_I^* sobre a expansão radial, passando através do vetor x_g^* . Então o resultado do teste de liderança tecnológica, relativo ao subgrupo g , é dado por $\mu_g = \|p(x_I^*)\| / \|x_g^*\|$, tal que se $\mu_g \geq 1$ então o subgrupo g será líder em tecnologia na indústria. Por outro lado, se $\mu_g < 1$, então o subgrupo g será dito não-líder.

Baseada na definição acima, a proposição 2 fornece uma forma simples para a realização do teste de liderança tecnológica.

Proposição 2: Se μ_g é o valor do teste de liderança tecnológica do subgrupo g , então, desde que θ é o ângulo formado pelo vetor x_I^* , existe $\tau(\theta) \in [0, 1]$ tal que:

$$\mu_g = \tau(\theta)(x_{g1}^* / x_{I1}^*) + (1 - \tau(\theta))(x_{g2}^* / x_{I2}^*) \quad (16)$$

Prova: Desde que pela definição 1, $p(x_I^*)$ é uma projeção ortogonal do vetor x_I^* sobre a expansão radial passando pelo vetor x_g^* , tem-se que $p(x_I^*) = \beta x_g^*$ onde $\beta = \left((x_I^* x_g^*) / \|x_I^*\|^2 \right)$. De acordo com a definição 1, substituindo-se $p(x_I^*)$ em μ_g tem-se que:

$$\mu_g = (x_I^* x_g^*) / \|x_I^*\|^2 \quad (17)$$

As definições de produto escalar entre vetores e norma de um vetor permitem que a expressão (17) possa ser escrita como:

$$\begin{aligned} \mu_g = \frac{x_{I1}^* x_{g1}^* + x_{I2}^* x_{g2}^*}{(x_{I1}^*)^2 + (x_{I2}^*)^2} &= \frac{x_{I1}^* x_{g1}^*}{\left[1 + (x_{I2}^* / x_{I1}^*)^2 \right] (x_{I1}^*)^2} + \\ &+ \frac{x_{I2}^* x_{g2}^*}{\left[1 + (x_{I1}^* / x_{I2}^*)^2 \right] (x_{I2}^*)^2} \end{aligned} \quad (18)$$

Dado que $\cos^2 \theta = \left[1 + (x_{I2}^* / x_{I1}^*)^2 \right]^{-1}$ e $1 - \cos^2 \theta = \left[1 + (x_{I1}^* / x_{I2}^*)^2 \right]^{-1}$, da expressão (18), pode-se finalmente mostrar que $\mu_g = \tau(\theta) (x_{g1}^* / x_{I1}^*) + (1 - \tau(\theta)) (x_{g2}^* / x_{I2}^*)$, onde $\tau(\theta) = \cos^2 \theta \in [0, 1]$.

A proposição 2 mostra que o teste de liderança tecnológica é igual à média ponderada dos insumos utilizados nos subgrupos relativamente à sua aplicação na indústria. Para uma interpretação mais intuitiva do teste de liderança, observa-se no gráfico 3 que se $\mu_g \geq 1$, então a isoquanta do g -ésimo subgrupo estará mais próxima da origem relativamente à isoquanta da indústria, o que implica que o subgrupo g utiliza proporcionalmente menos insumos (normalizados) do que a indústria, e, portanto, estabelece o padrão tecnológico da indústria como um todo.

3 DADOS AMOSTRAIS

Os insumos e produtos considerados, segundo a abordagem da intermediação, dispostos no quadro 1, foram obtidos do balancete 4010 do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro (Cosif) e atualizados monetariamente para

QUADRO 1

Insumos e produtos

Insumos	Conta (código Cosif)
Fundos captados	Depósitos (4.1.0.00.00 – 7)
	Recursos de aceites cambiais, letras imobiliárias e hipotecárias, debêntures e similares (4.3.0.00.00 – 5)
	Obrigações por empréstimos e repasses (4.6.0.00.00 – 2)
Capital físico	Imobilizado de uso (2.2.0.00.00 – 2)
Despesas gerais	Despesas administrativas (8.1.7.00.00 – 6)
Produto	Conta (código Cosif)
Títulos	Títulos e valores mobiliários (1.3.0.00.00 – 4)
Empréstimos	Operações de crédito (1.6.0.00.00 – 1)
Serviços prestados	Rendas de prestação de serviços (7.1.7.00.00 – 9)

junho de 2003 pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getulio Vargas (FGV).⁴

Os produtos considerados importantes dentro do contexto da indústria financeira brasileira foram: operações de crédito (excluídas as operações de arrendamento mercantil), aplicações em títulos e valores mobiliários e rendas de prestação de serviços. Os dois primeiros produtos estão basicamente presentes na maioria dos trabalhos sobre a indústria financeira que adotam a abordagem da intermediação para definição de produtos. Como nem todos os bancos da amostra possuíam carteira de arrendamento mercantil, esse tipo de operação teve de ser excluída.⁵

Drake e Hall (2003) ressaltam que a escolha das receitas de prestação de serviços reflete o fato de os bancos, em geral, terem marginalmente diversificado seus negócios além dos tradicionais produtos de intermediação financeira, como, por exemplo, na cobrança de tarifas e em atividades fora do balanço (consultoria, cobranças, negociação de valores, corretagem etc.).

A inclusão dos imóveis de uso,⁶ pelo lado dos fatores de produção, serve como *proxy* para capital, variável que é muito utilizada em outros estudos de análise de fronteira eficiente.

4. Os dados foram fornecidos pelo departamento de Gestão do Sistema Financeiro do Banco Central do Brasil (Bacen).

5. Alguns bancos da amostra realizam operações de arrendamento mercantil através de companhias controladas cuja contabilização se faz nos balanços consolidados e não no balancete 4010.

6. Dentro da rubrica contábil imobilizado de uso encontram-se, entre outros: imóveis de uso, máquinas e equipamentos, prédios etc.

Ao contrário dos estudos de Sousa, Staub e Tabak (2003) e Campos (2002), não se utilizou o número de funcionários como variável por duas razões: alguns dos conglomerados financeiros que adquiriram instituições durante a década passada e início desta adotaram como política a dispensa de funcionários ou a transferência para o quadro do banco líder do grupo. Aparentemente, essa “migração” de empregados ocorreu apenas por uma razão contábil-financeira, de forma a concentrar todos os funcionários num único banco do conglomerado. Portanto, como não ocorreu transferência física de funcionários, isso não acarreta modificações na medida de ineficiência técnica.

Os estudos citados não incorreram em tal limitação por usarem diferentes períodos de análise e amostra. Em segundo lugar, como enfatizaram Lozano-Vivas, Pastor e Pastor (2002), ao incluir todas as despesas administrativas, permite-se descrever a ET como eficiência operacional. Portanto, essa variável foi considerada como insumo no modelo.

O trabalho optou por incluir a totalidade da captação de recursos via depósitos como fator de produção. Campos (2002), Sousa, Staub e Tabak (2003) e Canhoto e Dermine (2003) consideram depósitos à vista como um produto bancário, no sentido de um serviço prestado pelo banco aos seus clientes. A prática bancária brasileira indica que uma porcentagem da média de saldos diários de depósitos à vista é na verdade direcionada para empréstimos, atuando no caso mais como insumo do que como produto.

A escolha das instituições financeiras sob análise tomou como base o relatório 50 Maiores Bancos por ativo divulgado pelo Bacen. Em junho de 2003, o Consolidado Bancário I contava com 112 conglomerados bancários e/ou instituições bancárias independentes. Em relação a essa amostra potencial de bancos faz-se indispensável uma importante observação. Se o interesse do trabalho fosse unicamente a análise da eficiência técnica dos bancos brasileiros, seria possível utilizar um painel de dados não balanceado. No entanto, como o trabalho fará uso do índice de produtividade total de Malmquist, será necessária a adoção de um painel de dados balanceado.

Essa exigência sujeita o trabalho a dois tipos de críticas. A primeira diz respeito ao viés de seleção da amostra, pois os bancos que deixaram de operar no período sob análise eram provavelmente menos eficientes do que aqueles que se mantiveram até junho de 2003. Em segundo lugar, para se separar os bancos nos três subgrupos por origem acionista majoritário foi levada em consideração a condição do banco em junho de 2003, desconsiderando-se as trocas de controle acionário ocorridas entre o primeiro semestre de 1995 e aquela data.⁷ Por fim, a amostra é

7. Por conta da necessidade de se ter um painel balanceado, 26 bancos que não operavam no início de 1995 foram eliminados da amostra. Além disso, 28 bancos foram excluídos da análise porque apresentaram um valor igual a zero para um dos produtos ou um dos fatores de produção escolhidos para o cálculo da DEA. Por fim, foram excluídas quatro instituições da amostra, pois apresentavam uma estrutura de balanço extremamente diferente das instituições remanescentes.

composta de 81 bancos múltiplos e comerciais, cujo controle é de origem privada nacional, estrangeira ou pública e que se encontram descritos no anexo A.

4 RESULTADOS E ANÁLISES

4.1 Eficiência técnica

Esta seção começa com a análise da ET e sua decomposição em ETP e EE, calculadas via metodologia DEA.

A tabela 1 apresenta as médias aritméticas da ET, da ETP e da EE para todos os bancos da amostra a cada período. As médias da ET, da ETP e da EE para todo o período foram, respectivamente, iguais a 0,703, 0,823 e 0,854. Outras estatísticas descritivas como distribuição dos quartis, desvio-padrão e número de bancos que estão sobre a fronteira em cada período são apresentadas no anexo B.

Um valor de ET de 0,703 (ou 70,3%) significa, em média, que a indústria bancária brasileira poderia expandir seus produtos em 29,7% utilizando para tanto a mesma quantidade de insumos. Esse mesmo raciocínio é válido para ETP e EE.

A priori, seria de se esperar que, num ambiente mais competitivo com a entrada de novos bancos estrangeiros, ocorresse uma evolução positiva de ET. No entanto, entre os primeiros semestres de 1995 e 2003, os dados mostram que a indústria bancária no Brasil apresentou queda de ET (de 0,695 para 0,670) de aproximadamente 3,6%. Berger e Humphrey (1997) afirmam que as condições preva-lentes na indústria bancária, anteriormente ao período de desregulamentação, podem explicar esses resultados não esperados, os quais também se verificaram em estudos sobre eficiência bancária em outros países.

No entanto, quando se desconsideram os efeitos de escala, a ETP, medida utilizada para calcular a eficiência no uso dos fatores de produção, apresenta ganho de 3,13% no mesmo período. Isso indica, portanto, que a queda da ET foi causada pela piora da EE. A queda da EE indica que a indústria bancária brasileira se afastou do nível de escala ótima de produção. Portanto, a análise dos dados contraria a hipótese inicial que previa ganho do componente da ET, tendo apenas a ETP apresentado melhora.

Campos (2002) obteve resultados semelhantes para os bancos privados brasileiros entre os anos de 1994 e 1999. Nesse período, houve uma diminuição de 1% no índice de ET, apesar de a ETP ter apresentado melhora de 0,6%. Portanto, a diminuição na EE foi o fator preponderante para a piora global na ET.

Por sua vez, Nakane (1999), em termos de média, observou que os bancos brasileiros eram mais eficientes em termos de escala (73,8%) do que em termos de ETP (61,9%). Apesar de os nossos resultados corroborarem essa mesma ordem

TABELA 1

Valores de ET, ETP e EE da indústria bancária brasileira

Período	ET	ETP	EE
1º/1995	0,695	0,798	0,871
2º/1995	0,752	0,812	0,927
1º/1996	0,704	0,829	0,850
2º/1996	0,708	0,842	0,841
1º/1997	0,731	0,821	0,890
2º/1997	0,754	0,838	0,900
1º/1998	0,757	0,843	0,897
2º/1998	0,669	0,785	0,852
1º/1999	0,693	0,786	0,882
2º/1999	0,731	0,843	0,867
1º/2000	0,653	0,833	0,784
2º/2000	0,780	0,879	0,887
1º/2001	0,680	0,821	0,828
2º/2001	0,657	0,812	0,810
1º/2002	0,631	0,810	0,779
2º/2002	0,685	0,815	0,841
1º/2003	0,670	0,823	0,814
Valores médios			
1º/1995 – 1º/2003	0,703	0,823	0,854
1º/1995 – 2º/1998	0,721	0,821	0,879
1º/1999 – 1º/2003	0,687	0,825	0,832

Fonte: Estimativas dos autores.

nas ETs, há aqui um maior equilíbrio entre a EE e a ETP, cujas médias foram 0,854 e 0,823, respectivamente.

Segundo Bos e Schmiedel (2003), as ineficiências de escala e escopo nas indústrias bancárias norte-americana e européia equivalem, em média, a aproxi-

madamente 5% e são consideradas menos importantes que as ineficiências técnicas puras situadas em média entre 20% e 25%. Se considerarmos que esse padrão internacional deveria ser válido para o Brasil, conclui-se que ainda há ajustes a serem feitos na EE da indústria bancária brasileira.

Desde que a partir de janeiro de 1999 houve mudança do regime cambial brasileiro com a adoção do câmbio flutuante e com isso uma mudança de preços relativos, analisa-se se tal fato teve implicações sobre a eficiência da indústria bancária. Com esse objetivo, o período da amostra foi dividido em dois subperíodos: um, do primeiro semestre de 1995 até o segundo semestre de 1998 e outro, do período subsequente até o segundo semestre de 2005.

Essa divisão revelou uma leve melhora na média da ETP, que aumentou de 0,821 no primeiro subperíodo para 0,824 no segundo, e uma piora da EE, que diminuiu de 0,878 para 0,833. O efeito sobre a ET é que esta apresentou em média uma queda de 0,721 para 0,687. Em resumo, esses resultados parecem sugerir que a mudança do regime cambial brasileiro pode ter provocado uma perda de ET da ordem de 4,7% e uma perda de EE de 5,12%.⁸

A tabela 2 apresenta as ETs, ETPs e EEs por subgrupos de bancos (públicos, privados nacionais e privados estrangeiros) da indústria brasileira. No anexo B também constam as mesmas estatísticas quartis, desvios-padrão e número de bancos que se encontram sobre a fronteira para cada subgrupo de bancos. A origem dos dados da tabela 2 advém da tabela 1 através do agrupamento das médias individuais das ETs, das ETPs e das EEs de cada banco em seu respectivo subgrupo. Seus dados mostram que os bancos privados nacionais são, na média, os mais eficientes, seguidos dos bancos estrangeiros e dos bancos públicos, pois apresentaram em todo o período valores para a ET de 0,741, 0,667 e 0,649, respectivamente.

Quanto à variação da ET entre os períodos inicial (1º/1995) e final (2º/2003), o subgrupo de bancos estrangeiros foi o único que apresentou variação positiva da ET (de 0,621 para 0,643) de 3,54%. Ao contrário, os bancos públicos apresentaram a pior performance em termos de ET, pois esta decresceu de 0,748 para 0,566, com uma variação negativa de 24,3%. Já a ET dos bancos privados nacionais teve uma discreta queda de 0,14%.

De forma semelhante à indústria bancária, as ETs dos três subgrupos de bancos, entre os dois subperíodos, também apresentaram queda. Entre os três subgrupos, os bancos públicos apresentaram, notadamente, a maior variação negativa (-11,58%), seguidos dos bancos privados nacionais (-4,35%) e dos bancos estrangeiros (-1,64%).

8. No entanto, como o modelo utilizado neste trabalho não é de causa e efeito, essa questão deve ser melhor analisada através de modelos econométricos.

TABELA 2

Valores de ET, ETP e EE por subgrupos da indústria bancária brasileira

Período	Bancos								
	Públicos			Privados domésticos			Estrangeiros		
	ET	ETP	EE	ET	ETP	EE	ET	ETP	EE
1º/1995	0,748	0,880	0,850	0,720	0,813	0,885	0,621	0,724	0,858
2º/1995	0,747	0,859	0,873	0,760	0,807	0,942	0,742	0,795	0,934
1º/1996	0,702	0,864	0,813	0,743	0,861	0,863	0,637	0,752	0,847
2º/1996	0,680	0,858	0,793	0,755	0,884	0,854	0,641	0,758	0,846
1º/1997	0,676	0,803	0,842	0,776	0,857	0,905	0,681	0,766	0,889
2º/1997	0,622	0,712	0,874	0,806	0,900	0,896	0,738	0,801	0,922
1º/1998	0,678	0,774	0,876	0,815	0,892	0,914	0,698	0,798	0,875
2º/1998	0,677	0,748	0,905	0,692	0,836	0,828	0,623	0,717	0,868
1º/1999	0,712	0,804	0,886	0,712	0,805	0,884	0,649	0,742	0,874
2º/1999	0,761	0,861	0,884	0,758	0,868	0,873	0,665	0,787	0,845
1º/2000	0,600	0,771	0,777	0,696	0,866	0,804	0,607	0,811	0,748
2º/2000	0,749	0,842	0,889	0,815	0,912	0,894	0,735	0,841	0,873
1º/2001	0,630	0,773	0,815	0,706	0,846	0,835	0,661	0,803	0,824
2º/2001	0,470	0,668	0,706	0,701	0,841	0,833	0,689	0,844	0,816
1º/2002	0,450	0,690	0,651	0,686	0,837	0,820	0,639	0,832	0,768
2º/2002	0,564	0,716	0,788	0,733	0,843	0,869	0,671	0,821	0,817
2º/2003	0,566	0,713	0,793	0,719	0,871	0,825	0,643	0,799	0,805
Valores médios									
1º/1995 – 1º/2003	0,649	0,784	0,824	0,741	0,855	0,866	0,667	0,788	0,848
1º/1995 – 2º/1998	0,691	0,812	0,853	0,758	0,856	0,886	0,673	0,764	0,880
1º/1999 – 1º/2003	0,611	0,760	0,799	0,725	0,854	0,849	0,662	0,809	0,819

Fonte: Estimativas dos autores.

Os bancos estrangeiros foram os únicos que apresentaram melhora na ETP (5,9%) na comparação das médias entre os dois subperíodos.

Por sua vez, tanto os bancos públicos como os privados nacionais apresentaram piora na ETP, sendo que os primeiros sofreram a maior variação negativa (6,5%). Nesse sentido, mais uma vez, a mudança do regime cambial a partir de 1999 pode ter sido um dos fatores explicativos para a atuação negativa dos bancos públicos e privados nacionais com relação à ETP.

4.2 Índice de produtividade total de Malmquist

De acordo com a subseção 2.2, o índice de PTF de Malmquist pode ser decomposto nos índices de VET e VTC. Esse processo permite distinguir a contribuição de cada um desses componentes nos ganhos de produtividade total das unidades produtivas. Adicionalmente, da expressão (6), o índice de VET também pode ser decomposto nos índices de VETP e VEE.

A tabela 3 apresenta as médias geométricas acumuladas de todos esses índices para a indústria bancária brasileira, tomando como base o primeiro semestre de 1995. Observe-se que o primeiro termo do lado direito de (6) é a VET e o segundo

TABELA 3

Variações médias acumuladas de VET, VETP, VEE, VTC e VPTF da indústria bancária brasileira

Período	VET	VTC	VETP	VEE	VPTF
1º/1995	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1º/1995 – 2º/1995	1,092	1,021	1,069	0,941	1,028
1º/1995 – 1º/1996	1,014	1,042	0,973	1,103	1,118
1º/1995 – 2º/1996	1,029	1,072	0,960	1,181	1,215
1º/1995 – 1º/1997	1,064	1,038	1,025	1,120	1,192
1º/1995 – 2º/1997	1,094	1,053	1,040	1,055	1,155
1º/1995 – 1º/1998	1,100	1,065	1,033	1,058	1,164
1º/1995 – 2º/1998	0,960	0,986	0,974	1,285	1,233
1º/1995 – 1º/1999	1,004	0,987	1,017	1,255	1,161
1º/1995 – 2º/1999	1,036	1,065	0,973	1,208	1,252
1º/1995 – 1º/2000	0,928	1,049	0,884	1,455	1,350
1º/1995 – 2º/2000	1,139	1,118	1,019	1,223	1,393
1º/1995 – 1º/2001	0,956	1,027	0,931	1,482	1,416
1º/1995 – 2º/2001	0,928	1,014	0,915	1,644	1,526
1º/1995 – 1º/2002	0,880	1,004	0,876	1,722	1,515
1º/1995 – 2º/2002	0,975	1,020	0,956	1,500	1,462
1º/1995 – 1º/2003	0,947	1,027	0,922	1,584	1,500

Fonte: Estimativas dos autores.

é a VTC. Tomando como base o gráfico 1, para se calcular a VEE primeiramente calcula-se a VET sob RVE e em seguida faz-se uso da expressão (7).

A PTF apresentou uma variação positiva de 50% no período, confirmando a hipótese levantada no início do trabalho de que as mudanças implementadas pelo governo a partir de 1995 ajudaram a criar um ambiente propício ao aumento da produtividade da indústria bancária brasileira. Esses ganhos foram unicamente explicados pela VTC, pois, enquanto esta última apresentou um crescimento de 58,4%, a VET decresceu 5,3%.

Resultado semelhante foi obtido por Campos (2002) em sua análise sobre os bancos privados brasileiros. Entre os anos de 1995 e 1999, esse grupo obteve um crescimento de progresso tecnológico de 30,5%. Esses resultados foram de certa forma esperados, levando-se em consideração que a década passada foi marcada por grandes investimentos em tecnologia, tanto por parte dos bancos privados, aí incluídos os estrangeiros, como também pelos públicos.

Por outro lado, a ET decresceu 5,3% no período. Esse decréscimo foi explicado pela queda da VEE de 7,8%, que mais do que compensou o aumento da VETP de 2,7%. Note-se que esses resultados ratificam as conclusões da seção anterior e, nesse sentido, pode-se afirmar que o índice de produtividade de Malmquist representa a “dinâmica” do processo.

Portanto, em termos de VETP, a indústria bancária brasileira foi eficiente no uso de seus fatores de produção, porém a ineficiência de escala mais do que descompensou esse resultado, o que causou aumento na ineficiência geral do sistema bancário.

A experiência internacional em outras economias emergentes mostra que, de fato, os impactos da desregulamentação financeira sobre a eficiência bancária são distintos. O artigo de Canhoto e Dermine (2003) que analisou o impacto da entrada de novos bancos no sistema bancário de Portugal obteve resultados qualitativos semelhantes aos deste artigo. Já o artigo de Isik e Hassan (2003), sobre a desregulamentação financeira da indústria bancária da Turquia, apresentou resultados contrários aos da indústria brasileira.

As tabelas 4, 5 e 6 apresentam os mesmos índices para os subgrupos de bancos. Todos eles são também calculados através de médias geométricas acumuladas, tomando-se como base o primeiro semestre de 1995. De acordo com os valores dessas tabelas, a PTF dos bancos privados domésticos e estrangeiros aumentou significativamente no período. O primeiro apresentou ganhos de produtividade total da ordem de 85,7%, que foi explicado muito mais pela VTC (78,8%) do que pela VET (3,8%).

TABELA 4

Variação média acumulada de VET, VTC, VETP, VEE e VPTF dos bancos estrangeiros

Período	VET	VTC	VETP	VEE	VPTF
1º/1995	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1º/1995 – 2º/1995	1,205	0,839	1,117	1,079	1,100
1º/1995 – 1º/1996	1,014	1,146	1,035	0,980	1,162
1º/1995 – 2º/1996	1,033	1,255	1,066	0,969	1,297
1º/1995 – 1º/1997	1,096	1,180	1,072	1,023	1,294
1º/1995 – 2º/1997	1,202	1,109	1,124	1,069	1,334
1º/1995 – 1º/1998	1,150	1,135	1,142	1,007	1,306
1º/1995 – 2º/1998	1,015	1,369	1,026	0,990	1,390
1º/1995 – 1º/1999	1,058	1,399	1,043	1,014	1,480
1º/1995 – 2º/1999	1,089	1,347	1,112	0,979	1,467
1º/1995 – 1º/2000	0,985	1,641	1,143	0,862	1,617
1º/1995 – 2º/2000	1,188	1,391	1,181	1,006	1,653
1º/1995 – 1º/2001	1,035	1,669	1,102	0,939	1,727
1º/1995 – 2º/2001	1,111	1,835	1,204	0,923	2,039
1º/1995 – 1º/2002	0,990	1,995	1,155	0,857	1,976
1º/1995 – 2º/2002	1,083	1,720	1,162	0,932	1,863
1º/1995 – 1º/2003	1,038	1,788	1,134	0,916	1,857

Fonte: Estimativas dos autores.

Já os segundos obtiveram ganhos de produtividade de 49,2% explicados exclusivamente pelo aumento de 50,7% da VTC dado que a VET caiu 1%.

Conforme mostra a tabela 6, a pior performance foi a dos bancos públicos pois, apesar de obter ganhos de produtividade de 5,9%, explicados apenas pelo aumento de 50,2% da VTC, esse resultado é significativamente menor, quando comparado aos dos outros subgrupos.

O subgrupo de bancos estrangeiros foi o único que obteve ganho acumulado de VET de 3,8%, enquanto os bancos privados nacionais e públicos tiveram perdas de 1% e 2,95%, respectivamente. A decomposição da VET dos bancos estrangeiros em VETP e VEE mostra que a VETP, com um aumento de 13,4%, foi quem somente contribuiu para esse resultado, pois a VEE caiu 8,4%.

TABELA 5

Variação média acumulada de VET, VETP, VEE, VTC e VPTF dos bancos domésticos privados

Período	VET	VTC	VETP	VEE	VPTF
1º/1995	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1º/1995 – 2º/1995	1,066	0,983	0,989	1,078	1,048
1º/1995 – 1º/1996	1,042	1,079	1,067	0,977	1,125
1º/1995 – 2º/1996	1,073	1,157	1,107	0,969	1,241
1º/1995 – 1º/1997	1,112	1,100	1,071	1,038	1,224
1º/1995 – 2º/1997	1,157	1,051	1,129	1,024	1,216
1º/1995 – 1º/1998	1,160	1,071	1,112	1,044	1,243
1º/1995 – 2º/1998	0,965	1,312	1,027	0,940	1,266
1º/1995 – 1º/1999	0,997	1,253	0,987	1,011	1,250
1º/1995 – 2º/1999	1,010	1,209	1,066	0,948	1,220
1º/1995 – 1º/2000	0,950	1,443	1,069	0,888	1,371
1º/1995 – 2º/2000	1,157	1,230	1,140	1,015	1,423
1º/1995 – 1º/2001	0,961	1,504	1,049	0,916	1,445
1º/1995 – 2º/2001	0,971	1,572	1,043	0,930	1,526
1º/1995 – 1º/2002	0,948	1,601	1,036	0,915	1,517
1º/1995 – 2º/2002	1,011	1,458	1,035	0,978	1,475
1º/1995 – 1º/2003	0,990	1,507	1,072	0,924	1,492

Fonte: Estimativas dos autores.

Em termos de VTC, todos os grupos apresentaram ganhos tecnológicos. Os bancos estrangeiros obtiveram ganhos tecnológicos de 78,8%, seguidos dos bancos privados nacionais (50,7%) e bancos públicos (50,2%), respectivamente. Esse resultado reflete os altos investimentos em tecnologia realizados pelos bancos estrangeiros durante a década passada e início da atual.

Em resumo, apesar do baixo desempenho dos bancos públicos, a significativa evolução de 50% da PTF dos bancos brasileiros desde 1995 parece indicar que a entrada de novas instituições estrangeiras no país trouxe ganhos para a produtividade da indústria bancária.

TABELA 6

Variação média acumulada de VET, VETP, VEE, VTC e VPTF dos bancos públicos

Período	VET	VTC	VETP	VEE	VPTF
1º/1995	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1º/1995 – 2º/1995	0,991	1,004	0,964	1,029	0,996
1º/1995 – 1º/1996	0,929	1,107	0,979	0,949	1,028
1º/1995 – 2º/1996	0,900	1,132	0,979	0,919	1,019
1º/1995 – 1º/1997	0,881	1,083	0,893	0,987	0,954
1º/1995 – 2º/1997	0,786	0,978	0,757	1,039	0,769
1º/1995 – 1º/1998	0,865	0,901	0,829	1,043	0,780
1º/1995 – 2º/1998	0,858	1,078	0,811	1,058	0,926
1º/1995 – 1º/1999	0,938	1,049	0,899	1,043	0,984
1º/1995 – 2º/1999	1,029	1,002	0,986	1,043	1,030
1º/1995 – 1º/2000	0,780	1,214	0,856	0,910	0,947
1º/1995 – 2º/2000	1,010	0,962	0,957	1,055	0,972
1º/1995 – 1º/2001	0,820	1,157	0,851	0,963	0,948
1º/1995 – 2º/2001	0,594	1,561	0,691	0,860	0,927
1º/1995 – 1º/2002	0,571	1,675	0,717	0,796	0,957
1º/1995 – 2º/2002	0,728	1,293	0,780	0,932	0,941
1º/1995 – 1º/2003	0,705	1,502	0,762	0,925	1,059

Fonte: Estimativas dos autores.

5 TESTE DE LIDERANÇA TECNOLÓGICA

Esta seção utiliza as proposições 1 e 2, apresentadas na subseção 2.4, para verificar quais dos subgrupos de bancos determinam a fronteira tecnológica da indústria bancária no Brasil.

Para o cálculo da ET agregada, o teorema de Färe e Zelenyuk (2003) é válido somente para um ambiente com vários fatores de produção e um único produto. Para tanto, calculou-se a média aritmética ponderada dos produtos TVM, operações de crédito e receitas de serviços, em termos monetários, onde o fator de ponderação de cada produto é a sua respectiva participação no valor monetário do produto total.⁹ Com esse procedimento obtém-se um único produto, permi-

9. Observe-se que no procedimento de agregação dos produtos admitiu-se implicitamente que os preços dos produtos são iguais em função da dificuldade em se conhecer cada um desses preços. Assim sendo, a média ponderada dos valores monetários dos produtos foi a melhor opção encontrada.

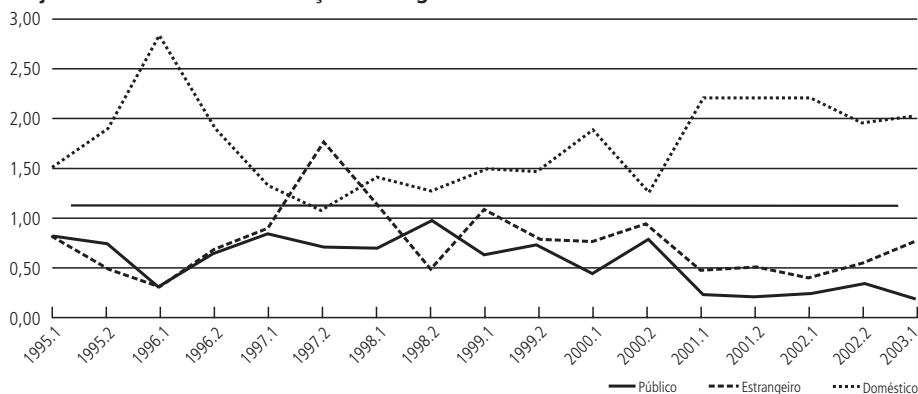
tindo, assim, a aplicação do referido teorema. A aplicação das proposições 1 e 2 permite a realização do teste de liderança tecnológica, considerando todo o período da amostra. Os resultados do teste são os seguintes: bancos públicos ($\mu_g = 0,901$), bancos estrangeiros ($\mu_g = 0,923$) e bancos privados nacionais ($\mu_g = 1,726$).

Nesses termos, de acordo com a definição 1, como para os bancos privados nacionais $\mu_g \geq 1$, esse subgrupo define a fronteira tecnológica da indústria bancária brasileira. Por outro lado, os bancos estrangeiros e públicos apresentam hiatos tecnológicos, pois os valores de seus testes foram todos menores que 1. No entanto, como o valor do teste dos bancos estrangeiros foi maior do que o calculado para os bancos públicos, pode-se inferir que os primeiros apresentam condições tecnológicas melhores do que esses últimos.

Em seguida, esse mesmo teste é realizado para cada período de tempo. O gráfico 4 mostra as trajetórias do teste de liderança tecnológica para cada um dos subgrupos de bancos. As trajetórias do teste revelam que, em todos os períodos, os bancos privados nacionais definem o padrão tecnológico da indústria bancária no Brasil, com exceção do segundo semestre de 1997, quando então os bancos estrangeiros ultrapassam os bancos privados domésticos, embora ambos tenham mostrado valores do teste maiores do que 1. Por fim, a pior performance pertence aos bancos públicos que, para cada período, apresentaram uma trajetória do teste de liderança tecnológica com valores menores do que a unidade.

GRÁFICO 4

Trajетórias do teste de liderança tecnológica



6 SUMÁRIO E CONCLUSÕES

A hipótese inicial deste artigo era de que as medidas implementadas pelo governo ao longo da década passada, em especial em relação à liberalização financeira com maior participação do capital estrangeiro no SFN, implicariam uma evolução positiva da ET e da PTF da indústria bancária nacional.

A análise para o conjunto total de bancos mostrou que em relação à ET isso não ocorreu como se previra inicialmente, pois a VET foi negativa. A análise isolada para cada um dos três subgrupos de bancos (privados, estrangeiros e públicos) demonstrou que os bancos nacionais privados e públicos também apresentaram quedas de suas ETs. Os bancos estrangeiros, por sua vez, apresentaram ganhos de ET na ordem de 3,8% no período analisado.

O efeito da mudança do regime cambial brasileiro a partir de 1999 sobre a ET e a EE parece sugerir que elas tenham tido perdas na ordem de 4,7% e 5,12%, respectivamente. Vale salientar, no entanto, que a investigação dessa causalidade deveria ser melhor verificada através de modelos econométricos.

Os resultados da decomposição da ET em ETP e EE mostraram que os bancos estrangeiros e privados nacionais, nessa ordem, obtiveram ganhos de VETP significativos, enquanto os bancos públicos tiveram perdas. Em relação à VEE, embora todos os subgrupos tenham apresentado resultados negativos, os bancos públicos obtiveram performances semelhantes e superiores às dos bancos estrangeiros.

Assim, o objetivo governamental de aprimorar a ET do sistema bancário parece que não foi alcançado. A decomposição da variação do índice de ET permite afirmar que o problema reside na piora da EE dos bancos, pois a VETP apresentou variação positiva de 2,7%.

Ao contrário da ET, a PTF da indústria bancária brasileira apresentou ganhos de 50% no período analisado. A VTC foi o componente mais importante para a contribuição da PTF, tendo apresentado crescimento de 58,4%, enquanto a queda da VET foi de 5,3%. A maior contribuição para o crescimento da PTF foi dos bancos estrangeiros com ganhos de VTC de 78,8%. Já a contribuição dos bancos privados nacionais e públicos foi aproximadamente da ordem de 50%. Esses dados refletem os intensivos investimentos em tecnologia que a indústria bancária realizou desde a segunda metade da década de 1990.

O teste de liderança tecnológica mostrou que os bancos privados nacionais foram os líderes, contrariando a hipótese inicial de que os bancos estrangeiros exerceriam essa liderança. Ou seja, o teste indicou que os bancos privados nacionais determinaram o padrão tecnológico da indústria em quase todo o período. Por outro lado, os bancos estrangeiros e os públicos apresentaram hiato tecnológico, com os primeiros apresentando desempenho na média superior ao dos bancos públicos.

Não há – o que é aparentemente contraditório – antagonismo entre os resultados significativos de VTC dos bancos estrangeiros e os do teste de liderança tecnológica que apontaram os bancos privados nacionais como determinantes do padrão tecnológico da indústria bancária.

De fato, o bom desempenho em termos de VTC e o do hiato tecnológico dos bancos privados nacionais, sugerido pelo teste, indicam que os bancos estrangeiros quando iniciaram suas atividades se viram forçados a investir proporcionalmente mais em tecnologia do que seus pares nacionais. Isso pode ser justificado em função do padrão tecnológico inicial inadequado dos bancos estrangeiros comparativamente ao dos bancos privados nacionais que já se encontravam instalados há muito tempo no país.

ABSTRACT

This paper analyzes the evolution of the technical efficiency (TE) and productivity of the financial institutions in Brazil after the substantial increase in the participation of foreign banks in the national industry. This way, this study estimates a production frontier for the TE using the method of Data Envelopment Analysis (DEA). In addition and also making use of the estimated TE, this article also calculates the Malmquist's total productivity index. The banking industry improved total productivity based exclusively on the technological progress. On the other hand, the TE of the Brazilian banks dropped 3.6%. The foreign banks were responsible for most of the productivity gains, followed by the private national banks. These latter, however, established the technological pattern for the Brazilian industry as indicated by a testing procedure for technological leadership. This test compares the frontiers of the banking sub-groups (private domestic banks, foreign banks and public banks) and the meta-frontier for the whole industry.

REFERÊNCIAS

- ACZÉL, J. Determining merged relative scores. *Journal of Mathematical Analysis and Applications*, v. 150, n.1, 1990.
- AIGNER, D. J. C.; LOVELL, A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, p. 21-37, 1977.
- ALMEIDA JÚNIOR, M. F.; MENDONÇA DE BARROS, J. R. *A reestruturação do sistema financeiro no Brasil*. Ministério da Fazenda, 1996.
- BELAISCH, A. *Do Brazilian banks compete?* Washington: 2003 (IMF Working Paper, n. 03/113).
- BERGER, A. N.; HUMPHREY, D. B. Efficiency of financial institutions: international survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*, v. 98, n. 2, p. 175-212, 1997.
- BEVILAQUA, A. S.; LOYO, E. *Openness and efficiency in Brazilian banking*. Rio de Janeiro: PUC, 1998 (Texto para discussão, n. 390).
- BOS, J. W. B.; SCHMIEDEL, H. *Comparing efficiency in European banking: a metafrontier approach*. De Nederlandsche Bank and Hamburg Institute of International Economics Research Paper, 2003.
- CAMPOS, M. B. *Produtividade e eficiência do setor bancário privado brasileiro de 1994 a 1999*. 2002. 124 f. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – Curso de Pós-Graduação da Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas – FGV/Eaes, São Paulo, 2002.

- CANHOTO, A.; DERMINE, J. A note on banking efficiency in Portugal, “new” vs. “old” banks. *Journal of Banking and Finance*, v. 27, p. 2.087-2.098, 2003.
- CAVES, D. W.; CHRISTENSEN, L. R.; DIEWERT, W. E. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output and productivity. *Econometrica*, v. 50, p. 1.393-1.414, 1982.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, p. 429-444, 1978.
- CLAESSENS, S.; DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; HUIZINGA, H. How does foreign entry affect the domestic banking market. *Journal of Banking and Finance*, v. 25, p. 891-911, 2001.
- DRAKE, L.; HALL, M. J. B. Efficiency in Japanese banking: an empirical analysis. *Journal of Banking and Finance*, v. 27, p. 891-917, 2003.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; NORRIS, M.; ZHANG, Z. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, v. 84, p. 66-83, 1994.
- FÄRE, R.; PRIMONT, C. *Multi-output production and duality: theory and applications*. Massachusetts: Kluwer, 1995.
- FÄRE, R.; ZELENYUK, V. On aggregate Farrell efficiency scores. *European Journal of Operations Research*, v. 146, n. 3, p. 615-620, 2003.
- FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, CXX*, Part 3, p. 253-290, 1957.
- HAYAMI, Y. Sources of agricultural productivity gap among selected countries. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 51, p. 564-575, 1969.
- HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W. Agricultural differences among countries. *American Economic Review*, v. 60, p. 895-911, 1970.
- _____. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore: Johns Hopkins, 1971.
- ISIK, I.; HASSAN, M. K. Financial deregulation and total factor productivity change: an empirical study of Turkish commercial bank. *Journal of Banking and Finance*, v. 27, p. 1.455-1.485, 2003.
- LEVINE, R. Foreign banks, financial development and economic growth. In: CLAUDE, E. B. (Eds.). *International financial markets*. Washington: AEI Press, 1996.
- LOZANO-VIVAS, A.; PASTOR, J. T.; PASTOR, J. M. An efficiency comparison of European banking systems operating under different environmental conditions. *Journal of Productivity Analysis*, v. 18, p. 59-77, 2002.
- MALMQUIST, S. Index numbers and indifference surfaces. *Trabajos de Estadística*, v. 4, p. 209-242, 1953.
- MARINHO, E. L. L.; BENEGAS, M. *Avaliação inter/intra regional da produtividade total no Brasil: uma abordagem não-paramétrica utilizando o conceito de meta-fronteira de produção*. São Paulo: Latin American Meeting of the Econometric Society, 2002.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, v. 18, p. 435-444, 1977.
- NAKANE, M. Productive efficiency in the Brazilian banking sector. SEMINÁRIO IPE/USP, 20., 1999, São Paulo. *Anais...* São Paulo: IPE/USP, 1999.

_____. A test of competition in Brazilian banking. *Estudos Econômicos*, São Paulo, IPE/USP, v. 32, n. 2, p. 203-224, 2002.

PETTERINI, L. F. C. *Análise da competição dos bancos privados nas operações de crédito do sistema financeiro nacional*. 2003. 55 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Curso de pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – Caen/UFC, Fortaleza.

RUTTAN, V. W.; BINSWANGER, H. P.; HAYAMI, Y.; WADE, W. W.; WEBER, A. Factor productivity and growth: a historical interpretation. In: BINSWANGER, H. P.; RUTTAN, V. W. (Eds.). *Induced innovation: technology, institution and developments*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1978.

SHEPHARD, R. W. *Theory of cost and production functions*. Princeton: Princeton University Press, 1970.

SILVA, T.; JORGE-NETO, P. N. Economia de escala e eficiência nos bancos brasileiros após o Plano Real. *Estudos Econômicos*, v. 32, n. 4, p. 577-619, 2002.

SOUSA, G. S.; STAUB, R. B.; TABAK, B. M. Avaliação da significância do efeito de fatores nas medidas de eficiência da DEA orientada a produto: aplicação para bancos brasileiros. *Relatório de Estabilidade Financeira*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003.

(Originais recebidos em dezembro de 2006. Revistos em março de 2007.)

ANEXO A

Bancos da amostra por origem do capital

Instituição	Capital	Instituição	Capital
Banco ABC Brasil	PNCE	Banco Itaú	PN
Banco ABN AMRO Real	PNCE	Banco J. P. Morgan	PNCE
Banco do Estado de Sergipe	PE	Banco John Deere	PNCE
Banco do Estado do Espírito Santo	PE	Banco Lloyds TSB	PNCE
Banco Banestado	PN	Banco Luso Brasileiro	PN
Banco BCN	PN	Banco Matone	PN
Banco BEG	PN	Banco Mercantil de São Paulo	PN
Banco Bemge	PN	Banco Mercantil do Brasil S.A.	PN
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria Brasil	PNCE	Banco Nossa Caixa	PE
Banco BMG	PN	Banco Panamericano	PN
Banco BNL do Brasil	PNCE	Banco Paulista	PN
Banco Bradesco	PN	Banco Pecúnia	PN
Banco Brascan	PNCE	Banco Prosper	PN
Banco Cacique	PN	Banco Rendimento	PN
Banco Cédula	PN	Banco Rural	PN
Banco Citibank	PNCE	Banco Safra	PN
Banco Comercial e de Investimento Sudameris	PNCE	Banco Santander Brasil	PNCE
Banco Credibel	PN	Banco Santander Meridional	PNCE
Banco Cruzeiro do Sul	PN	Banco Santander	PNCE
Banco da Amazônia	PF	Banco Santos	PN
Banco Daycoval	PN	Banco Schain	PN
Banco de Pernambuco	PNCE	Banco Société Generale do Brasil	PNCE
Banco de Tokyo-Mitsubishi Brasil	PNCE	Banco Sofisa	PN
Banco Dibens	PN	Banco Sudameris Brasil	PNCE
Banco do Brasil	PF	Banco Sumitomo Mitsui Brasileiro	PNCE
Banco do Estado de Santa Catarina	PF	Banco Triângulo	PN
Banco do Estado de São Paulo	PE	Banco Votorantim	PN

(continua)

(continuação)

Instituição	Capital	Instituição	Capital
Banco do Estado do Ceará	PF	Banco VR	PN
Banco do Estado do Maranhão	PF	Banco Zogbi	PN
Banco do Estado do Pará	PE	Bankboston	PNCE
Banco do Estado do Rio Grande do Sul	PE	Banco do Estado do Piauí	PF
Banco do Nordeste do Brasil	PF	Banco de Brasília	PE
Banco Emblema	PN	Banco BVA	PN
Banco Fibra	PN	Caixa Econômica Federal	PF
Banco Fininvest	PNPE	Deutsche Bank	PNCE
Banco Industrial do Brasil	PN	Dresdner Bank Brasil	PNCE
Banco Industrial e Comercial	PN	HSBC Bank Brasil	PNCE
Banco Indusval	PN	ING Bank	EFP
Banco Inter-American Express	PNPE	Paraná Banco	PN
Banco Intercap	PN	Unibanco	PNPE
Banco Itaú BBA	PNPE		

Nota: CEF = Caixa Econômica Federal;

PNCE = banco privado nacional com controle estrangeiro;

PE = banco público estadual;

PN = banco privado nacional;

PF = banco público federal;

PNPE = banco privado nacional com participação estrangeira;

EFP = banco estrangeiro com filial no país.

ANEXO B

Estatísticas descritivas dos dados amostrais

	Produtos			Insumos		
	TVM	Operações de crédito	Prestação de serviços	Recursos	Imobilizado	Despesas administrativas
1º/1995	Média	1.381.696.974	4.255.797.119	92.996.067	7.015.053.564	320.149.524
	Desvio-padrão	4.039.723.766	13.689.035.421	264.250.454	20.869.551.006	1.099.309.184
2º/1995	Média	1.440.847.171	4.337.351.692	116.421.178	7.451.330.882	319.815.627
	Desvio-padrão	4.404.646.650	13.390.122.700	338.388.334	21.212.827.960	1.087.830.799
1º/1996	Média	1.774.426.288	4.236.510.268	128.844.599	7.254.607.013	294.722.249
	Desvio-padrão	5.060.949.609	13.242.539.211	370.630.465	20.079.238.821	1.002.469.016
2º/1996	Média	1.834.742.680	4.393.098.556	138.502.128	7.618.323.803	264.644.208
	Desvio-padrão	5.338.584.741	13.251.107.184	403.257.353	20.687.355.907	877.890.669
1º/1997	Média	2.081.541.598	4.584.411.657	140.519.126	8.410.015.920	241.749.846
	Desvio-padrão	5.928.638.635	14.216.623.612	431.564.993	22.640.683.100	842.527.808
2º/1997	Média	3.393.126.198	3.907.268.279	148.194.740	8.480.222.157	230.031.584
	Desvio-padrão	11.232.603.844	13.601.587.140	423.718.308	23.159.086.349	798.658.580
1º/1998	Média	2.889.095.543	3.849.574.985	140.547.512	8.354.138.173	213.974.584
	Desvio-padrão	7.734.032.749	13.930.584.676	406.913.327	22.768.510.299	718.175.257
2º/1998	Média	3.332.656.458	3.933.833.021	152.594.845	8.312.891.235	189.087.168
	Desvio-padrão	8.364.159.356	14.115.126.698	439.451.861	23.560.066.031	553.320.129

(continua)

(continuação)

	Produtos			Insumos			
	TVM	Operações de crédito	Prestação de serviços	Recursos	Imobilizado	Despesas administrativas	
1º/1999	Média	3.435.953.180	3.867.439.037	148.920.766	8.387.369.989	185.068.176	397.862.986
	Desvio-padrão	8.168.293.467	13.792.225.285	434.570.805	23.685.207.627	540.378.990	1.049.362.992
2º/1999	Média	3.430.845.692	3.558.226.896	153.031.472	7.764.168.895	178.732.303	422.240.640
	Desvio-padrão	7.924.679.999	11.485.958.675	450.121.837	20.926.549.899	523.590.870	1.076.899.564
1º/2000	Média	3.680.868.832	3.578.816.195	152.796.489	7.372.758.411	172.227.364	384.825.835
	Desvio-padrão	9.550.688.347	10.994.479.979	438.225.673	19.056.056.810	481.775.522	951.529.278
2º/2000	Média	3.496.831.160	3.764.393.837	156.203.637	7.498.980.989	176.667.358	414.566.367
	Desvio-padrão	8.381.942.412	10.398.903.664	457.238.309	18.890.729.347	514.067.253	1.015.789.462
1º/2001	Média	3.976.415.780	3.610.989.445	155.957.107	7.835.262.746	166.521.700	379.273.250
	Desvio-padrão	9.129.399.524	8.005.237.763	457.861.937	19.411.247.670	479.371.583	924.095.545
2º/2001	Média	4.535.253.386	3.434.281.224	157.884.635	7.800.688.663	173.762.191	399.327.280
	Desvio-padrão	11.652.086.499	7.476.427.206	461.805.499	19.402.811.958	489.378.806	997.739.733
1º/2002	Média	4.792.222.063	3.504.169.938	163.118.686	8.393.756.510	162.497.939	369.481.938
	Desvio-padrão	12.331.377.343	7.719.638.948	489.992.108	20.591.621.358	452.821.929	891.990.544
2º/2002	Média	4.095.345.195	3.256.507.442	152.688.118	8.135.869.380	145.321.402	374.046.241
	Desvio-padrão	11.535.376.622	7.262.505.616	463.414.275	20.276.040.387	415.884.592	912.952.126
1º/2003	Média	3.518.256.152	2.903.081.917	144.843.176	7.110.385.038	120.516.792	309.978.200
	Desvio-padrão	10.516.408.862	6.957.672.440	433.673.258	18.107.833.869	344.603.560	774.008.691

ANEXO C

Estatísticas descritivas de ET, ETP e EE da indústria bancária e dos subgrupos de bancos

Quartis e desvios-padrão de ET, ETP e EE da indústria bancária brasileira

Período ^a	ET				ETP				EE			
	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão
1º/1995 (13)	0,56	0,68	0,82	0,21	0,62	0,86	1,00	0,21	0,80	0,93	0,98	0,14
2º/1995 (21)	0,61	0,76	1,00	0,20	0,65	0,88	1,00	0,20	0,89	0,98	1,00	0,10
1º/1996 (18)	0,55	0,68	0,98	0,22	0,68	0,92	1,00	0,20	0,75	0,91	0,99	0,15
2º/1996 (11)	0,56	0,71	0,88	0,19	0,71	0,90	1,00	0,18	0,77	0,88	0,96	0,15
1º/1997 (15)	0,61	0,72	0,92	0,19	0,72	0,85	1,00	0,19	0,84	0,93	0,98	0,11
2º/1997 (14)	0,62	0,78	0,93	0,20	0,72	0,93	1,00	0,20	0,85	0,95	1,00	0,12
1º/1998 (20)	0,62	0,73	0,98	0,20	0,72	0,91	1,00	0,19	0,83	0,96	1,00	0,12
2º/1998 (14)	0,54	0,62	0,82	0,21	0,64	0,76	1,00	0,20	0,78	0,92	0,99	0,15
1º/1999 (12)	0,52	0,66	0,84	0,20	0,64	0,80	1,00	0,20	0,83	0,94	0,99	0,14
2º/1999 (17)	0,60	0,75	0,88	0,21	0,76	0,92	1,00	0,19	0,78	0,93	1,00	0,16
1º/2000 (09)	0,53	0,63	0,80	0,21	0,72	0,91	1,00	0,20	0,69	0,79	0,93	0,17
2º/2000 (16)	0,69	0,80	0,94	0,18	0,84	0,97	1,00	0,17	0,83	0,92	0,99	0,12
1º/2001 (12)	0,52	0,68	0,85	0,23	0,68	0,89	1,00	0,21	0,74	0,89	0,98	0,19
2º/2001 (12)	0,52	0,65	0,85	0,23	0,67	0,88	1,00	0,21	0,73	0,87	0,98	0,18
1º/2002 (13)	0,46	0,61	0,78	0,23	0,66	0,89	1,00	0,22	0,63	0,83	0,98	0,20
2º/2002 (15)	0,51	0,64	0,90	0,23	0,69	0,86	1,00	0,21	0,72	0,89	0,99	0,16
1º/2003 (13)	0,52	0,67	0,82	0,23	0,71	0,91	1,00	0,21	0,71	0,82	0,97	0,17

Fonte: Estimativas dos autores.

^a Os valores entre parênteses correspondem ao número de bancos que definem a fronteira naquele ano.

Quartis e desvios-padrão de ET, ETP e EE do subgrupo dos bancos privados nacionais

Período ^a	ET				ETP				EE			
	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão
1º/1995 (09)	0,59	0,69	0,92	0,21	0,64	0,86	1,00	0,19	0,84	0,95	0,99	0,15
2º/1995 (14)	0,60	0,75	1,00	0,21	0,62	0,84	1,00	0,20	0,92	0,98	1,00	0,09
1º/1996 (12)	0,57	0,72	1,00	0,21	0,73	0,97	1,00	0,18	0,78	0,95	1,00	0,17
2º/1996 (07)	0,60	0,74	0,89	0,18	0,80	1,00	1,00	0,14	0,78	0,92	0,99	0,16
1º/1997 (09)	0,68	0,77	0,92	0,16	0,75	0,86	1,00	0,15	0,84	0,94	0,98	0,09
2º/1997 (07)	0,71	0,80	0,96	0,15	0,82	0,99	1,00	0,13	0,84	0,94	1,00	0,12
1º/1998 (14)	0,67	0,87	1,00	0,18	0,84	1,00	1,00	0,15	0,85	0,96	1,00	0,11
2º/1998 (07)	0,58	0,65	0,84	0,20	0,70	0,94	1,00	0,19	0,76	0,88	0,96	0,17
1º/1999 (06)	0,59	0,67	0,89	0,20	0,67	0,81	1,00	0,20	0,81	0,93	0,99	0,13
2º/1999 (12)	0,63	0,79	1,00	0,23	0,79	1,00	1,00	0,19	0,81	0,94	1,00	0,18
1º/2000 (06)	0,58	0,70	0,88	0,22	0,77	0,98	1,00	0,18	0,69	0,83	0,99	0,19
2º/2000 (09)	0,74	0,83	0,98	0,18	0,87	1,00	1,00	0,14	0,83	0,92	0,99	0,13
1º/2001 (08)	0,60	0,71	0,94	0,23	0,71	0,90	1,00	0,17	0,79	0,92	0,99	0,21
2º/2001 (07)	0,60	0,68	0,85	0,21	0,72	0,89	1,00	0,17	0,76	0,90	0,99	0,19
1º/2002 (07)	0,58	0,67	0,82	0,21	0,70	0,87	1,00	0,17	0,71	0,92	0,99	0,20
2º/2002 (08)	0,60	0,74	0,96	0,22	0,72	0,92	1,00	0,19	0,75	0,95	1,00	0,16
1º/2003 (08)	0,59	0,71	0,89	0,22	0,78	1,00	1,00	0,19	0,72	0,84	0,98	0,17

Fonte: Estimativas dos autores.

^a Os valores entre parênteses correspondem ao número de bancos que definem a fronteira naquele ano.

Quartis e desvios-padrão de ET, ETP e EE do subgrupo dos bancos estrangeiros

Período ^a	ET			ETP			EE					
	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão
1º/1995 (02)	0,48	0,64	0,73	0,20	0,54	0,74	0,98	0,24	0,79	0,88	0,95	0,10
2º/1995 (05)	0,64	0,77	0,90	0,20	0,69	0,80	0,98	0,20	0,91	0,98	1,00	0,10
1º/1996 (05)	0,52	0,59	0,72	0,23	0,61	0,77	1,00	0,25	0,73	0,87	0,99	0,13
2º/1996 (03)	0,49	0,60	0,78	0,21	0,62	0,75	1,00	0,21	0,80	0,87	0,91	0,12
1º/1997 (03)	0,49	0,66	0,84	0,22	0,62	0,77	1,00	0,22	0,86	0,94	0,99	0,13
2º/1997 (05)	0,58	0,73	0,93	0,21	0,60	0,87	1,00	0,22	0,92	0,97	1,00	0,10
1º/1998 (03)	0,57	0,67	0,79	0,18	0,64	0,79	1,00	0,18	0,78	0,93	1,00	0,13
2º/1998 (04)	0,50	0,57	0,66	0,20	0,58	0,69	0,85	0,18	0,81	0,87	0,99	0,13
1º/1999 (04)	0,49	0,61	0,75	0,20	0,52	0,78	1,00	0,22	0,79	0,91	0,98	0,11
2º/1999 (04)	0,54	0,64	0,74	0,19	0,61	0,84	1,00	0,21	0,77	0,86	1,00	0,13
1º/2000 (02)	0,53	0,59	0,68	0,18	0,70	0,85	1,00	0,21	0,67	0,75	0,82	0,12
2º/2000 (05)	0,63	0,76	0,86	0,21	0,81	0,95	1,00	0,22	0,79	0,87	1,00	0,11
1º/2001 (04)	0,51	0,62	0,83	0,23	0,65	0,90	1,00	0,24	0,68	0,90	0,97	0,16
2º/2001 (05)	0,55	0,65	0,87	0,22	0,69	0,94	1,00	0,19	0,74	0,85	0,99	0,17
1º/2002 (06)	0,43	0,60	0,85	0,26	0,72	0,99	1,00	0,23	0,60	0,77	0,94	0,19
2º/2002 (06)	0,48	0,58	0,90	0,23	0,68	0,93	1,00	0,21	0,71	0,81	0,99	0,16
1º/2003 (04)	0,51	0,60	0,75	0,21	0,66	0,80	1,00	0,20	0,70	0,79	0,98	0,16

Fonte: Estimativas dos autores.

^a Os valores entre parênteses correspondem ao número de bancos que definem a fronteira naquele ano.

Quartis e desvios-padrão de ET, ETP e EE do subgrupo dos bancos públicos

Período ^a	ET			ETP			EE					
	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	Desvio-padrão
1º/1995 (02)	0,406	0,756	0,863	0,263	0,416	0,877	1,000	0,303	0,869	0,945	0,996	0,092
2º/1995 (02)	0,332	0,684	0,775	0,264	0,355	0,921	1,000	0,321	0,800	0,925	0,989	0,149
1º/1996 (04)	0,541	0,877	1,000	0,258	0,590	1,000	1,000	0,247	0,941	0,986	1,000	0,123
2º/1996 (05)	0,593	0,888	1,000	0,252	0,620	0,819	1,000	0,236	0,987	0,996	1,000	0,107
1º/1997 (03)	0,551	0,835	0,996	0,286	0,565	0,812	1,000	0,275	0,975	0,989	1,000	0,113
2º/1997 (03)	0,309	0,686	0,990	0,327	0,359	0,753	1,000	0,335	0,955	0,967	0,986	0,122
1º/1998 (13)	0,323	0,654	0,999	0,317	0,337	0,801	1,000	0,320	0,953	0,990	0,998	0,094
2º/1998 (01)	0,323	0,654	0,999	0,317	0,189	0,422	0,552	0,334	0,730	0,865	0,962	0,202
1º/1999 (04)	0,323	0,654	0,999	0,317	0,395	0,513	1,000	0,309	0,916	0,984	1,000	0,117
2º/1999 (04)	0,164	0,275	0,514	0,250	0,457	0,655	1,000	0,279	0,767	0,904	1,000	0,156
1º/2000 (03)	0,372	0,562	1,000	0,295	0,510	0,816	1,000	0,260	0,863	0,941	0,982	0,069
2º/2000 (03)	0,391	0,525	1,000	0,287	0,572	0,838	1,000	0,244	0,857	0,913	1,000	0,156
1º/2001 (02)	0,459	0,754	0,971	0,256	0,661	0,774	1,000	0,243	0,849	0,932	0,968	0,173
2º/2001 (02)	0,485	0,642	0,978	0,236	0,599	0,847	1,000	0,236	0,790	0,946	0,973	0,167
1º/2002 (03)	0,430	0,671	0,924	0,242	0,643	0,850	1,000	0,281	0,752	0,830	0,994	0,211
2º/2002 (02)	0,462	0,695	0,925	0,232	0,637	0,864	1,000	0,308	0,768	0,842	0,975	0,218
1º/2003 (03)	0,357	0,629	0,958	0,286	0,793	1,000	1,000	0,300	0,823	0,956	0,995	0,195

Fonte: Estimativas dos autores.

^a Os valores entre parênteses correspondem ao número de bancos que definem a fronteira naquele ano.

A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL: TESTANDO A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS RACIONAIS*

Emerson Fernandes Marçal**

Pedro L. Valls Pereira***

O estudo da estrutura a termo das taxas de juros no Brasil está nos estágios iniciais. Neste trabalho realiza-se uma série de testes para avaliar a validade da hipótese de expectativas a dados brasileiros. Os resultados apontam que a hipótese de expectativa é insuficiente para descrever os dados satisfatoriamente. Para explicar esse achado, levantam-se algumas possibilidades: *a*) a presença de suavização nas taxas de juros de curto prazo pelo banco central (McCALLUM, 1994); *b*) a ineficiência informacional dos mercados a termo; *c*) alguma forma de irracionalidade no processo de formação de expectativas pelos agentes; e *d*) a instabilidade macroeconômica do período analisado, que torna os testes estatísticos questionáveis.

1 INTRODUÇÃO

O estudo do comportamento da estrutura a termo da taxa de juros é importante por uma série de razões. Um maior entendimento sobre o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros facilita a tomada de decisões na compra e venda de títulos correspondentes e logo na tomada de decisões de investimentos. Além disso, há uma boa evidência e razões teóricas sólidas que indicam a existência de uma relação entre os movimentos na estrutura a termo das taxas de juros e algumas variáveis macroeconômicas como inflação e emprego. Dessa forma, o estudo da estrutura a termo é de particular interesse também aos formuladores de política econômica. A validade da hipótese de expectativas a ser testada neste artigo tem importantes implicações em termos de política econômica, na medida em que consiste num modelo relativamente simples que permite gerar proposições sobre a estrutura a termo e facilita o estudo de como alterações de política econômica, monetária em particular, são transmitidas a taxas longas. Estas podem gerar repercussões importantes sobre decisões de consumo e investimento dos agentes e logo seriam um importante mecanismo de transmissão da política econômica. O estudo dos determinantes da estrutura a termo pode gerar respostas sobre como a política monetária vem sendo conduzida e como ela responde a choques de toda ordem que afetam as taxas de diversos prazos.

* Pedro L. Valls Pereira agradece o financiamento do CNPq e do Projeto Temático Fapesp-CNPq número 2003/10105-2.

** Da Universidade Presbiteriana Mackenzie e do IE-Unicamp.

*** Do Ibmecc São Paulo.

O objetivo deste artigo é testar a hipótese de expectativas, uma das mais simples teorias sobre a estrutura a termo da taxa de juros. A hipótese de expectativas diz que a taxa de juros de prazo maior tem de igualar uma média das taxas futuras esperadas de curto prazo mais um prêmio de risco. Ademais, supõe-se que o processo de formação de expectativas é racional e que os mercados são informacionalmente eficientes.¹

O artigo será dividido em oito seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção a hipótese de expectativas é apresentada e discutida. Na terceira seção, a reformulação da hipótese de expectativas na forma como apresentada por McCallum (1994) é apresentada. As implicações da hipótese de expectativa em termos de proposições testáveis são feitas também nesta seção. Na quarta seção as diversas metodologias para testar a hipótese de expectativas são apresentadas sucintamente. Na quinta seção a base de dados a ser analisada é apresentada e os testes realizados são reportados e discutidos. Na sexta, um balanço dos resultados é feito. A sétima seção inclui uma comparação dos resultados deste artigo com demais estudos sobre o tema. Por fim, na oitava, são apresentadas as conclusões finais.

2 A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS

Definindo-se como R_t^m o logaritmo do retorno pago anualizado por um título de longo prazo de m períodos e por R_t^n , o logaritmo do retorno anualizado pago por um título de prazo curto de n períodos tal que $n < m$, o *spread* (m, n) – $S^{m,n}$ pode ser definido como $R_t^m - R_t^n$.

A equação básica para modelar a estrutura a termo da taxa de juros é dada por:

$$R_t^m = (1/k) E_t \left[R_t^n + R_{t+n}^n + R_{t+2n}^n + \dots + R_{t+in}^n \right] + T_t^{m,n} \quad (1)$$

na qual E_t representa a expectativa formada em t , $k = (m/n)$ e $i = 1, 2, \dots, k$ e, $T_t^{m,n}$, o prêmio exigido pelos agentes para optar por uma estratégia de prazo maior.

Em princípio um investidor pode optar por duas estratégias: na primeira, segura o título de prazo m até o vencimento e obtém o retorno R_t^m ; a outra estratégia consiste em comprar títulos de prazo n durante (m/n) períodos consecutivos. Em equilíbrio, a equação (1) deve ser respeitada se os agentes arbitrarem os diferenciais de taxas levando em conta o prêmio $T_t^{m,n}$ e o valor esperado das taxas de juros de curto prazo. As expectativas são formadas de maneira racional. Se a hipótese de expectativas for válida a equação (1) deve ser observada.

1. Uma discussão sobre os diversos conceitos de eficiência informacional pode ser vista em Campbell, Lo e Mackinlay (1997).

Uma questão em aberto na hipótese de expectativa diz respeito ao termo prêmio. A discussão sobre seus determinantes é antiga e remonta por exemplo a Keynes (1930) e Hicks (1946). Uma resenha sobre como o termo risco foi modelado desde então até os dias atuais pode ser encontrada em Shiller (1990). Curthbertson e Nitzsche (2005, p. 494-498) apresentam a seguinte tipologia para classificar as diversas formas como o prêmio de risco é modelado:

a) hipóteses de expectativas puras: nesta versão o prêmio exigido é constante e igual a 0;

b) hipótese de expectativas com prêmio constante: nesta versão o prêmio exigido é constante, diferente de 0 e igual para todas as maturidades;

c) hipótese de prêmio crescente ou de preferência pela liquidez: nesta versão o prêmio é constante ao longo do tempo e maior para os *spreads* mais longos;

d) hipótese de risco variável ao longo do tempo: o prêmio exigido pelos agentes varia ao longo do tempo;

e) hipótese de segmentação de mercado: o valor dos ativos depende de alguma forma do estoque disponível dos mesmos e isto tem influência nos *spreads*; e

f) retornos constantes por período de carregamento: este tipo de abordagem sugere que não se deve comparar retornos de títulos de diversas maturidades e sim o retorno de cada título de qualquer maturidade pelo carregamento dos mesmos na carteira por um período fixo.

Os modelos de *a* a *c* são restritos em termos de generalidade, contudo, são os mais fáceis de serem testados e implementados. O modelo *d* é um modelo geral; entretanto, é de difícil implementação da forma genérica como foi apresentado. O modelo *e* fornece uma pista sobre algum tipo de informação adicional útil a ser incorporada na análise da estrutura a termo da taxa de juros caso os testes dos modelos mais simples falhem. O modelo *f*, na verdade, implica um certo ceticismo quanto à hipótese de expectativas e propõe que os testes se concentrem apenas nos retornos dos títulos de qualquer prazo em determinado período.

A hipótese de expectativas também pode ser apresentada da seguinte forma. Reordenando-a, pode-se chegar a:

$$R_t^m - R_t^n = \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) E_t \left(\Delta^n R_{t+in}^n \right) + T_t^{m,n} \quad (2)$$

A equação (2) é ponto de partida e referência fundamental para a análise que se segue. Todos os termos já foram definidos.

3 POLÍTICA MONETÁRIA E A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS

McCallum (1994) analisa como uma regra de política monetária que vise suavizar os movimentos das taxas de juros ao longo do tempo pode alterar o quadro simples apresentado anteriormente. O autor supõe que os bancos centrais utilizam uma taxa de curto prazo como instrumento para influenciar a economia e o valor do *spread* entre uma taxa de mais longo prazo e uma de curto prazo como sinalizador sobre a evolução futura da atividade econômica e de inflação, na medida em que existe uma literatura em que Gallmeyer, Hollifield e Zin (2005) documentam boa evidência em favor dessa relação.

Utilizando um modelo simples com apenas duas taxas – uma taxa de curto prazo (1 período) que é utilizada como instrumento de política econômica e outra taxa de longo prazo (2 períodos) determinada pelo mercado – o autor coloca fortes restrições à análise que parte da equação como apresentada na equação (2).

O autor parte da hipótese de que o termo de risco varie ao longo do tempo a partir de um processo auto-regressivo cujos erros não possam ser previstos pela informação contida nas taxas. Dessa forma a equação (2) teria basicamente duas fontes de erros: *a*) a primeira adviria de choques inesperados e imprevisíveis sobre o termo de risco; e *b*) erros de previsão aleatórios.

Partindo das seguintes relações:

$$R_t^2 = \left(\frac{1}{2}\right) \left[R_t^1 - E \left(R_{t+1}^1 \right) \right] + T_t^{2,1} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{t+1} = R_{t+1}^1 - E_t \left(R_{t+1}^1 \right) \quad (4)$$

Reunindo as equações (3) e (4), chega-se a:

$$\left(\frac{1}{2}\right) \Delta R_{t+1}^1 = R_t^2 - R_t^1 - T_t^{2,1} + \left(\frac{1}{2}\right) \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

As equações (6) e (7) sintetizam o argumento:²

$$\left(\frac{1}{2}\right) \Delta R_{t+1}^1 = R_t^2 - R_t^1 - T_t^{2,1} + \left(\frac{1}{2}\right) \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

2. Existe a possibilidade da inclusão de um termo constante na equação (7). Esta generalização é proposta por Gallmeyer, Hollifield e Zin (2005). A equação seria dada por $T_t^{2,1} = T + \rho T_{t-1}^{2,1} + u_t$.

$$T_t^{2,1} = \rho T_{t-1}^{2,1} + u_t \quad (7)$$

Suponha-se que o banco central cumpra a seguinte regra de política monetária:

$$R_t^1 = \delta R_{t-1}^1 + \lambda (R_t^2 - R_t^1) + \xi_t \quad (8)$$

na qual $0 \leq \delta < 1$ e $0 \leq \lambda < 2$.

Supondo-se que os erros das duas equações são independentes dos distúrbios que afetam as demais equações de um modelo macroeconômico mais geral, então pode-se utilizar apenas essas duas equações para a finalidade desejada, que é avaliar a pertinência da equação (2).

Analisando o caso em que a suavização é total ($\delta = 1$), McCallum (1994) mostra que é possível chegar às seguintes relações para a taxa de curto prazo e para o *spread*:

$$R_t^1 - R_{t-1}^1 = \xi_t + \left(\frac{\lambda \rho}{1 - \lambda \rho / 2} \right) \xi_{t-1} + \left(\frac{\lambda}{1 - \lambda \rho / 2} \right) u_t \quad (9)$$

$$R_t^2 - R_t^1 = \left(\frac{1}{2} \right) (E_t(R_{t+1}^1) - R_t^1) + T_t^{2,1} = \left(1 - \lambda \rho / 2 \right)^{-1} \xi_t \quad (10)$$

Reunindo as equações (9) e (10) em uma única equação, tem-se que:

$$\left(\frac{1}{2} \right) \Delta R_t^1 = \left(\frac{\lambda \rho}{2} \right) (R_{t-1}^2 - R_{t-1}^1) + \left[\frac{\lambda / 2}{1 - \lambda \rho / 2} \right] u_t + \left(\frac{1}{2} \right) \xi_t \quad (11)$$

Note-se que a equação (11) autoriza a realização de uma regressão tendo como variável explicada a variação da taxa de curto prazo multiplicada por 1/2 e

como variável explicativa o *spread*. Contudo o coeficiente linear da regressão variará entre 0 e 1 conforme os valores dos parâmetros ρ e λ que estão ligados respectivamente à auto-regressividade do termo de risco e à regra de política monetária.

É importante notar que tal parâmetro terá valor 1 somente no caso extremo em que o termo de risco evolui segundo um passeio aleatório ($\rho = 1$) e que a autoridade monetária dê todo o peso possível ao *spread* na tomada de decisão sobre o valor da taxa de curto prazo ($\lambda = 2$). Argumento semelhante pode ser construído para taxa de prazo mais longo (ver McCallum, 1994).

No caso de o termo de risco evoluir como um ruído brando ($\rho = 0$) tem-se que os *spreads* não terão nenhum poder preditivo sobre as taxas de curto prazo. Como o termo de risco pode ser previsto com facilidade, os agentes antecipam que desalinhamentos nos *spreads* irão causar movimentos nas taxas de juros de curto prazo e tornam tal informação redundante.

I would suggest, not only that the usual regression test is inappropriate but also that is misleading to think of the expectation theory in terms of "predictive content" of the spread for the future changes of the short rate. Such predictive content is not a necessary implication of that theory (McCallum, 1994, p. 7).

Uma outra possibilidade para que os *spreads* não tenham poder preditivo sobre as taxas de curto prazo ocorre quando o parâmetro $\lambda = 0$, ou seja, o banco central não responde aos *spreads*. No caso de o banco central agir para suavizar os movimentos nas taxas de juros ($\delta = 1$), tem-se o caso analisado por Mankiw e Miron (1986).

Desse modo, caso a hipótese de expectativas seja válida, não necessariamente a equação na forma dada pela equação (2) será observada, e testes que visam avaliar a validade da hipótese de expectativas dessa forma implicam a imposição de uma restrição exageradamente forte. A hipótese de expectativas segundo o autor deve ser entendida de uma forma flexível. Os *spreads* podem não ter poder preditivo sobre a evolução das taxas futuras. Contudo a hipótese de expectativas ainda implica que *somente* os *spreads* podem ter algum poder preditivo sobre a evolução futura das taxas de curto prazo e que o conjunto de informação disponível não pode prever os erros de previsão feitos.

4 METODOLOGIA DE TESTE DA HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS

Os testes a seguir foram descritos e implementados nas seguintes referências: Campbell e Shiller (1991) e Cuthberston (1996). No caso brasileiro alguns dos testes foram implementados por Lima e Isler (2003), Tabak e Andrade (2001) e Brito, Guillen e Duarte (2004). Em geral os testes exploram algum tipo de implicação que pode ser obtido da equação (2).

Teste 1: *spreads versus fundamentos*

Supondo-se que os agentes utilizem o conjunto de informação disponível de tal sorte que a expectativa para as taxas de juros é dada por:

$$\Delta R_{t+i}^j = E_t \left[\Delta R_{t+i}^j \right] + \varepsilon_{t+i} \quad (12)$$

na qual $E_t [\varepsilon_{t+i}] = 0$.

Utilizando-se a equação (12) na equação (2) tem-se que:

$$S_t^{m,n} = \sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k} \right) \left(\Delta^m R_{t+im}^{(m)} + \varepsilon_{t+i} \right) \right] + T_t^{m,n} \quad (13)$$

Definindo-se o *spread* previsto sobre a hipótese de previsão perfeita ($PFS_t^{m,n}$) por:

$$PFS_t^{m,n} = \sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k} \right) \left(\Delta^m R_{t+im}^{(m)} \right) \right] \quad (14)$$

Dessa forma, aplicando-se o operador de expectativas na equação (14) tem-se que:

$$E_t \left[PFS_t^{m,n} - S_t^{m,n} \right] = 0 \quad (15)$$

A partir da equação (15) pode-se concluir que uma regressão de $PFS_t^{m,n}$ em $S_t^{m,n}$ é uma maneira de testar a hipótese de expectativas. Se a hipótese nula for verdadeira na regressão a seguir, espera-se que $\alpha = \gamma = 0$ e $\beta = 1$.³

$$PFS_t^{m,n} = \alpha + \beta S_t^{m,n} + \gamma \Omega_t + \varepsilon_t^4 \quad (16)$$

3. Caso $T_{m,n}$ na equação (6) seja diferente de 0, logo espera-se que $\alpha \neq 0$.

4. Também foi feita a hipótese sobre o termo $E_t[T_{m,n}] = 0$ – constante e invariante no tempo.

Da regressão anterior alguns pontos devem ser ressaltados. Estimando-se por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) os parâmetros da equação (16), obtêm-se estimativas consistentes dos mesmos. A razão é que os agentes, por hipótese, utilizam toda a informação disponível em t da forma mais eficiente possível, de modo que $S_t^{m,n}$ deve ser ortogonal a ε_{t+i} e logo, o estimador de MQO fornece estimativas consistentes. O problema consiste na realização de inferência. Não há razão, em princípio, para supor que os erros são homocedásticos. Desse modo as estimativas dos desvios-padrão dos estimadores obtidos por MQO são menores do que as desejadas e torna-se necessária a utilização de algum estimador robusto dos desvios-padrão. O termo Ω_t indica que qualquer conjunto de informação disponível no instante t não deve contribuir para prever a evolução de $PFS^{m,n}$ se a hipótese de expectativas for válida.⁵

Caso a hipótese nula seja rejeitada, não é mais garantida a consistência dos estimadores. A validade da hipótese de expectativas racionais na hipótese nula garante consistência. Se esta hipótese for violada, os MQOs não fornecerão estimativas consistentes dos parâmetros populacionais. Campbell e Shiller (1991, p. 512) sugerem a utilização de variáveis instrumentais (VI). Duas condições de ortogonalidade são usadas pelos autores: *a*) os *spreads* defasados; e *b*) a diferença entre a taxa de juros de curto prazo e uma média móvel de valores defasados de uma taxa de um ano. A utilização de variáveis instrumentais, pelo menos em princípio, permite que sejam obtidas estimativas consistentes dos parâmetros desde que os instrumentos estejam correlacionados com os fatores que estão levando à rejeição da hipótese nula.

Teste 2: causalidade de Granger

Outra implicação da equação (2) é que movimentos nos *spreads* entre duas taxas devem preceder temporalmente os movimentos das taxas de menor prazo, enquanto alterações das taxas de menor prazo no futuro não devem explicar movimentos nos *spreads* atuais. Tal fato está relacionado com o conceito de causalidade de Granger assim definido:

Definição 1: causalidade de Granger (HENDRY, 1995, p. 176)

Sejam y e x duas variáveis cuja distribuição conjunta é dada por $D_Z(y_t, x_t | Z_{t-1})$ em que $Z = [y \ x]$ e Z_{t-1} representa toda a história passada até o instante $t-1$.

Considerando a fatoração da distribuição conjunta dada por:

$$D_Z(y_t, x_t | Z_{t-1}) = D_{y|x}(y_t | x_t, Z_{t-1}) D_x(x_t | Z_{t-1})$$

5. Tabak e Andrade (2001) utilizam como parte do conjunto de informação Ω_t , a variância de uma taxa de curto prazo, por exemplo. Os resultados não são favoráveis à hipótese de expectativas.

Se $D_x(x_t | Z_{t-1}) = D_x(x_t | X_{t-1})$ diz-se que a variável y_{t-1} não causa no sentido de Granger x_t .

Dessa forma, os *spreads* devem, no sentido de Granger, causar as variações nas taxas de curto prazo, e variações nas taxas de curto prazo não devem causar no sentido de Granger movimentos futuros dos *spreads*. É possível testar tais hipóteses a partir da estimativa de VAR(p) contendo ($S_t^{m,n}$ e ΔR_t^n). Duas hipóteses nulas devem ser formuladas: *a*) na equação de $S_t^{m,n}$ as variáveis defasadas de ΔR_t^n não devem ser significativas; *b*) na equação de ΔR_t^n as variáveis $S_t^{m,n}$ devem ser significativas. Evidência favorável à hipótese de expectativas consiste na aceitação da hipótese nula em *a* e rejeição da hipótese nula em *b*.

Teste 3: vetores auto-regressivos e testes de volatilidade

Suponhamos que um VAR(p) contendo as variáveis $Z_t = [S_t^{m,n} \text{ e } \Delta R_t^n]$ seja uma boa representação do processo que gerou as variáveis mencionadas. A validade da hipótese de expectativas implica uma série de restrições sobre os parâmetros do VAR(p) estimado. Logo, outra forma de testar a hipótese de expectativas consiste em testar a validade de tais restrições.

Seja um VAR(p) reescrito como um VAR(1) na forma a seguir:

$$z_t = Az_{t-1} + v_t \quad (17)$$

na qual $z_t = [Z_t; Z_{t-1}; \dots; Z_{t-p+1}]$ e $v_t = [\epsilon_t; 0; \dots; 0]$.

Supondo-se que a equação (17) seja uma boa representação do processo estocástico que gerou Z_t , a validade de hipótese de expectativas implica uma série de restrições que devem ser obedecidas por A na equação (17). Como exemplo ilustrativo pode-se supor que o processo gerador de Z_t seja bem representado por um VAR(1) e que se esteja analisando o caso em que $m = 3$ e $n = 1$, logo:

$$E_t z_{t+1} = Az_t$$

$$E_t z_{t+2} = A^2 z_t$$

Como pela equação (2) $S_t^{3,1} = \frac{2}{3} E_t [\Delta R_{t+1}] + \frac{1}{3} E_t [\Delta R_{t+2}]$, tem-se que:

$$S_t = e1' Z_t = \left(\frac{2}{3} e2' A + \frac{1}{3} e2' A^2 \right) Z_t \quad (18)$$

na qual $e1'Z_t = S_t^{m,n}$ e $e2'Z_t = \Delta R_t^n$.

Dessa forma, denominando-se por A o conjunto de parâmetros do VAR, tem-se que a seguinte restrição deve ser válida:

$$f(a) = e1 - \left[(2/3)e2'A + (1/3)e2'A^2 \right] = 0$$

Campbell e Shiller (1991) demonstram que para o caso geral em que o processo gerado dos dados é um VAR (p) a seguinte restrição tem de ser válida:

$$f(a) = e1' - e2' \left[I - (m/n)(I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} = 0 \quad (19)$$

na qual A é a matriz dada na equação (17).

Ou ainda:

$$S_t^{m,n'} = e2' \left[I - (m/n)(I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} Z_t \quad (20)$$

Duas estratégias de testes da hipótese de expectativas podem ser tentadas: a) estimar um VAR e testar se $f(a) = 0$ a partir de um teste de Wald; b) a partir de uma estimativa da matriz A deve-se construir uma estimativa do valor *spread* dado pelos fundamentos e então estimar uma equação similar à equação (16) substituindo $PFS_t^{m,n}$ por $S_t^{m,n'}$, testando as restrições propostas; e c) comparar a variância de $S_t^{m,n}$ com $S_t^{m,n'}$. Campbell e Shiller (1991) sugerem que as estratégias *b* e *c* seriam as melhores opções, sendo que no primeiro tipo de teste haveria uma tendência de rejeição exagerada da hipótese de expectativas quando esta é verdadeira.

Teste 4: cointegração e a hipótese de expectativas

A literatura de cointegração data do início dos anos 1980 quando os primeiros testes foram derivados e ficou claro que tal metodologia podia ser aplicada à análise de uma série de problemas econômicos. A análise de cointegração também tem sido aplicada ao estudo da estrutura a termo da taxa de juros. A evidência empírica de que as taxas de juros possuem uma raiz unitária embora possa ser questionada do ponto de vista teórico abriu espaço para a utilização de modelos de cointegração aplicados à estrutura a termo das taxas de juros.

Suponhamos que a taxa de juros – qualquer que seja o prazo – tenha uma raiz unitária. Caso a equação (2) seja obedecida, tem-se que os *spreads* deverão ser necessariamente estacionários, pois o lado direito consiste numa soma de variáveis estacionárias que logicamente é estacionária. Dessa forma, pesquisar se existe cointegração entre as taxas de diversos prazos e se os vetores de cointegração obedecem à restrição sugerida pelos *spreads* é um outro caminho possível de ser trilhado. Vale notar que essa é uma implicação da hipótese de expectativas, sendo apenas uma condição exigida por tal teoria, mas não suficiente para garantir a validade da mesma na medida em que tal restrição é muito genérica, sendo em princípio compatível com um grande número de teorias sobre as taxas de juros.

Teste de cointegração

Existe uma ampla gama de testes de cointegração disponíveis. A primeira abordagem consiste em utilizar testes univariados de raiz unitária para confirmar que todas as séries de juros são integradas de ordem 1 para, em seguida, testar através de procedimentos bivariados se existe cointegração entre as diversas taxas.

Outra abordagem possível consiste na análise multivariada.⁶ Nessa linha existe o teste clássico de cointegração desenvolvido por Johansen e Juselius⁷ em diversos trabalhos em que é possível avaliar simultaneamente a existência de cointegração e a ordem de integração das variáveis de um sistema. Nesse tipo de abordagem existem ainda os trabalhos de Peasaran, Shin e Smith (2000) e Quintos (1998) e Kleinbergen (1999). Uma ampla revisão dos testes de cointegração disponíveis é feita em Maddala e Kim (1998).

Testes de hipóteses sobre os vetores de cointegração (b) e sobre os parâmetros de longo prazo (α):

Seja o seguinte VECM dado por:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_t + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Phi D_t + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (21)$$

na qual ε_t é um vetor de variáveis normais com média 0 e variância finita; e $\pi = \alpha\beta'$ é uma matriz $p \times p$ que pode ser decomposta em duas outras matrizes $p \times r$ de posto r . A estimação da matriz π e a determinação do posto da mesma é descrita detalhadamente em Johansen (1995b).

6. Neste trabalho opta-se pela análise multivariada pois os testes ADF são caso particular do procedimento de Johansen.

7. As referências principais são: Johansen (1988; 1994; 1995a; 1995b), Juselius (1995) e Johansen e Juselius (1992).

Supondo-se que o número de vetores de cointegração seja conhecido, Johansen (1995b) mostra que é possível testar vários tipos de hipóteses usando testes de razão de verossimilhança:

$$H_1 : \beta = H_1 \varphi \quad H_1(pxs), \varphi(sxr), r \leq s \leq p \quad \sim \chi^2(r(p-s)) \quad (22)$$

$$H_2 : \beta = (H_2, \psi) \quad H_2(pxr_1), \psi(pxr_2), r = r_1 + r_2 \quad \sim \chi^2(s(p-r_1)) \quad (23)$$

$$H_3 : \beta = (H_{31}\varphi_1, \dots, H_{3i}\varphi_i) \quad H_{3i}(pxs_1), \varphi_i(s_ixr_i) \quad \sim \chi^2\left(p-r-\sum_{i=1}^r s_i+1\right) \quad (24)$$

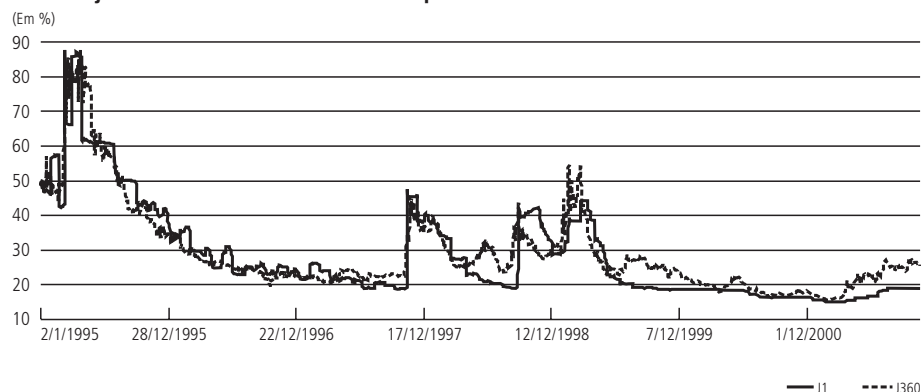
na qual φ and ψ são matrizes de parâmetros desconhecidos. No primeiro teste, o mesmo tipo de restrição é imposto sobre todos os vetores de cointegração (β). No segundo caso, alguns vetores são tidos como conhecidos e os demais são irrestritos. No terceiro caso, diferentes restrições podem ser impostas sobre cada vetor de cointegração. Restrições similares podem ser impostas aos vetores de ajustamento (α). Todos os testes são descritos detalhadamente em Johansen (1995b) e em Hendry e Doornik (2006).

5 RESULTADOS DOS TESTES

O objetivo desta seção é apresentar alguns dos resultados obtidos. Os dados utilizados foram coletados na página na internet do *RiskTech*.⁸ Há dados diários sobre operações em mercados futuros na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) que equivalem a um título prefixado para diversas maturidades. Tais títulos são negociados com um grau muito maior de liquidez para horizontes de tempo minimamente razoáveis desde 1995. A partir desses dados, pode-se construir uma curva de juros com diversos prazos e numa frequência diária. Isso é feito na página do *RiskTech*. Os dados coletados são as taxas de 1 dia e de 1 a 12 meses. No gráfico 1 apresenta-se a evolução da taxa diária e da taxa de 1 ano. Os testes a seguir utilizaram tais dados.

8. O endereço é <www.risktech.com.br>.

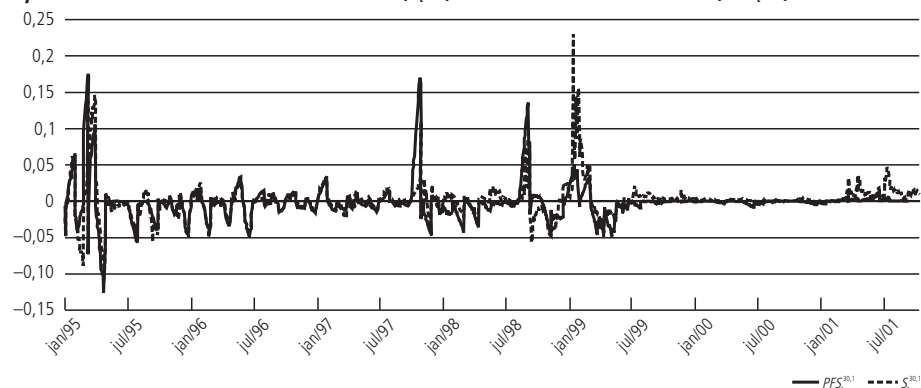
GRÁFICO 1

Taxa de juros de títulos com rendimento prefixado – diária e de 12 meses

O primeiro grupo de testes reportados consistiu na estimação da equação (16). Os *spreads* verificados e os valores estimados dos fundamentos ($S_t^{m,n}$) foram construídos a partir dos dados diários coletados. Como exemplificação, dois gráficos são apresentados adiante. No gráfico 2 o *spread* e os fundamentos apresentam uma evolução muito similar. No gráfico 3, apresenta-se o diagrama de dispersão entre *spread* e fundamentos. Caso as hipóteses de expectativa sejam verdadeiras, a reta de uma regressão deve ter inclinação unitária. Visualmente existe uma relação positiva entre *spread* e fundamentos e a reta estimada está cruzando pontos próximos à origem.

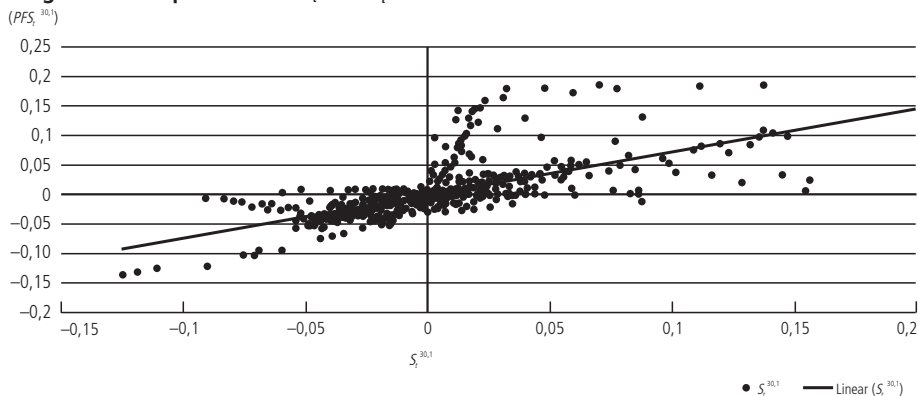
Nas tabelas a seguir, os resultados das estimativas da equação (16) são apresentados para diversos prazos.⁹ Realizaram-se regressões por MQO que contêm como variável dependente o *spread* e como variáveis independentes o *spread esperado*

GRÁFICO 2

***Spread* entre a taxa de 30 dias e 1 dia ($S_t^{30,1}$) e valor dos fundamentos ($PFS_t^{30,1}$)**

9. Uma análise semelhante mas para títulos indexados à inflação é feita em Barr e Campbell (1997).

GRÁFICO 3

Diagrama de dispersão de $PFS_t^{30,1}$ e $S_t^{30,1}$ 

($PFS_t^{m,n}$); as defasagens da primeira diferença da taxa de juros de prazo n no instante t ; e as defasagens do *spread* de forma similar a Cuthbertson (1996). Este último conjunto de variáveis contém a informação disponível em t para os agentes econômicos e, no caso de a hipótese de expectativas ser verdadeira, não deverá contribuir para explicar a variável dependente, ou seja, supõe-se que $\Omega_t = [S_{t-1}^{m,n}, \dots, S_{t-k}^{m,n}, \Delta R_{t-1}^n, \dots, \Delta R_{t-k}^n]$.¹⁰

Os resultados, em geral, não são muito encorajadores. As estimativas do parâmetro β para alguns dos diversos prazos são estatisticamente diferentes de 1 (menores), indicando a rejeição conjunta da hipótese de expectativas. As estimativas de β estão na coluna MQO nas tabelas a seguir e as estatísticas- t associadas foram calculadas a partir das estimativas robustas dos desvios-padrão à heterocedasticidade.

Procurou-se investigar o motivo que estaria levando à rejeição da hipótese de expectativas nas demais colunas. Seguindo o argumento de Campbell e Shiller (1991), sob a hipótese alternativa não há garantia de que a estimativa do parâmetro β obtida por MQO seja consistente. Dessa forma, para obter estimativas consistentes é necessário utilizar algum conjunto de instrumentos. Bons instrumentos devem ter a propriedade de serem altamente correlacionados com os regressores e ortogonais aos erros. No caso em análise os autores sugerem como instrumentos os *spreads* defasados e uma combinação ponderada de diversas taxas de juros passadas. Neste trabalho utilizam-se os *spreads* defasados e as diferenças defasadas da taxa de prazo n .

Na tabela 1 apresentam-se os resultados obtidos para os *spreads* que têm como base a taxa de juros de 1 dia. Os resultados obtidos da estimação da equação (16) por MQO embora não rejeitem formalmente a hipótese de expectativas, na

10. Utilizaram-se sete defasagens.

TABELA 1
Regressão do *spread* sobre $S^{m,n}$. – $n = 1$ dia e $m = (30, 60, 90, \dots, 360)$

(m, n)	MQO					VI			Teste de Sargan ^a				
	α	Desvio- padrão $(\alpha)^b$	$t(\alpha = 0)$	β	Desvio- padrão $(\beta)^b$	$t(\beta = -1)$	$H\alpha: \gamma = 0^c$ (%)	α	Desvio- padrão (α)	β	Desvio- padrão (β)	Estatística- $\chi^2(13)$	Valor-p (%)
(30, 1)	-0,0017	0,0005	-3,82	0,8424	0,1315	-1,20	0,00	-0,0019	0,0005	0,7052	0,0225	79,86	0,00
(60, 1)	-0,0027	0,0007	-3,79	0,8709	0,1089	-1,19	0,28	-0,0027	0,0007	0,7712	0,0289	30,41	0,41
(90, 1)	-0,0045	0,0009	-5,15	0,8767	0,1070	-1,15	7,25	-0,0045	0,0009	0,7858	0,0346	20,89	7,52
(180, 1)	-0,0125	0,0012	-10,62	0,8860	0,1479	-0,77	9,54	-0,0125	0,0012	0,8179	0,0408	9,96	69,70
(270, 1)	-0,0222	0,0014	-16,31	0,9175	0,1776	-0,46	64,52	-0,0221	0,0014	0,8309	0,0423	10,94	61,59
(360, 1)	-0,0300	0,0015	-19,86	0,8780	0,1981	-0,62	44,80	-0,0299	0,0016	0,7457	0,0433	12,90	45,54

^a Teste de Sargan para avaliar a validade dos instrumentos.

^b Desvios-padrão robustos para heterocedasticidade.

^c Valor-p da estatística-F para avaliar a validade da restrição proposta.

medida em que as estimativas do parâmetro β para os diversos *spreads* estimados não são estatisticamente diferentes de 1, devem ser tomados com a devida cautela. O alto nível dos desvios-padrão estimados torna difícil uma conclusão mais definitiva. Por exemplo, para o *spread* de 360 dias o desvio-padrão do parâmetro β é de cerca de 0,2. Uma banda de dois desvios-padrão seria muito larga tendo como limite inferior 0,6 e superior 1,4. Outro ponto a ser ressaltado diz respeito à relevância das variáveis contidas em Ω_t . O teste apresentado é um teste F tradicional, o que pode estar comprometendo os resultados viesando-os na direção da rejeição da hipótese nula. A rigor, o indicado seria a construção de uma estatística de Wald com uma estimativa robusta à heterocedasticidade da matriz de variância e covariância dos parâmetros. De qualquer modo os resultados são favoráveis com exceção dos *spreads* curtos de 30 e 60 dias.

Na tabela 2 apresentam-se os resultados obtidos utilizando-se como base dos *spreads* a taxa de 1 mês. Nesse caso há rejeição da hipótese $\beta = 1$ para o *spread* de 90 dias. No caso do *spread* de 60 dias, a estatística t está na fronteira de rejeição. Já para os *spreads* mais longos, a hipótese nula é aceita, contudo novamente os desvios-padrão das estimativas do parâmetro β são altos – 0,32 para o *spread* de 360 dias por exemplo – tornando difícil qualquer conclusão, dado que o poder desse teste pode ser excessivamente baixo. Já os resultados obtidos por VIs apresentam valores próximos de 1 para o parâmetro β e destoam dos obtidos por MQO. Isso pode estar indicando que os *spreads* não são ortogonais aos erros, o que violaria a hipótese de expectativas. O teste de Sargan não rejeita a hipótese de que os instrumentos utilizados sejam adequados, corroborando essa conclusão.

Na tabela 3 apresentam-se os resultados para os diversos *spreads* contendo as taxas de 60, 90, 120 e 180 dias como base. Os resultados das regressões por MQO não permitem rejeitar a hipótese de expectativas, contudo novamente os desvios-padrão associados ao parâmetro β são altos, principalmente aqueles obtidos para os *spreads* com taxas de períodos mais longos – por exemplo 0,67 para o *spread* 12 e 6 meses. As estimativas obtidas por variáveis instrumentais são mais próximas do valor teórico desejado e destoam grandemente das obtidas por MQO. Isso pode ser uma indicação de que os *spreads* não sejam ortogonais aos erros na equação (16), violando a hipótese de expectativas.

Por fim nas tabelas 4 e 5 apresentam-se os resultados dos testes de causalidade de Granger e os resultados da regressão dos fundamentos nos *spreads* observados construídos a partir da equação (20). No que tange aos testes de causalidade de Granger a evidência mostra que há causalidade nas duas direções. Nas regressões dos fundamentos nos *spreads*, os resultados são variados. A rejeição da hipótese de expectativas, contudo, se concentra nos *spreads* que contêm as taxas de prazo mais longo.

TABELA 2
Regressão do *spread* sobre $S^{m,n} - n = 1$ mês e $m = (2, 3, 4, ..., 12)$

(m, n)	MQO				VI			Teste de Sargan ^a					
	α	Desvio- padrão $(\alpha)^b$	$t(\alpha)$	β^b	Desvio- padrão (β)	$t(\beta)$	$H\alpha: \gamma = 0^c$ (%)	α	Desvio- padrão (α)	β	Desvio- padrão (β)	Estatística- $\chi^2(13)$	Valor-p (%)
(2, 1)	-0,0005	0,0005	-0,87	0,6959	0,1518	-2,00	3,83	-0,0004	0,0005	1,0525	0,0528	1,49	91,39
(3, 1)	-0,0020	0,0008	-2,66	0,5392	0,1081	-4,26	3,31	-0,0020	0,0008	0,9500	0,0636	2,99	70,22
(6, 1)	-0,0099	0,0011	-8,83	0,6026	0,2328	-1,71	25,54	-0,0099	0,0011	0,9381	0,0565	2,73	74,18
(9, 1)	-0,0195	0,0013	-14,73	0,6878	0,2854	-1,09	43,14	-0,0195	0,0014	1,0267	0,0554	2,14	82,92
(12, 1)	-0,0276	0,0015	-18,37	0,6561	0,3224	-1,07	78,07	-0,0275	0,0016	0,8723	0,0546	2,83	72,64

^a Teste de Sargan para avaliar a validade dos instrumentos.
^b Desvios-padrão robustos para heterocedasticidade.
^c Valor-p da estatística-F para avaliar a validade da restrição proposta.

TABELA 3
Regressão do *spread* sobre $S^{m,n} - n = (2, 3, 4, 6)$ e $m = (4, 6, 8, 12)$

(m, n)	MQO					VI			Teste de Sargan ^a				
	α	Desvio-padrão $(\alpha)^b$	$t(\alpha)$	β^b	Desvio-padrão (β)	$t(\beta)$	$H\alpha: \gamma = 0^c$ (%)	α	Desvio-padrão (α)	β	Desvio-padrão (β)	Estatística- $\chi^2(13)$	Valor-p (%)
(4, 2)	-0,0033	0,0007	-4,52	0,3344	0,1963	1,70	1,43	-0,0033	0,0007	0,8128	0,0805	5,30	38,04
(6, 2)	-0,0083	0,0010	-8,25	0,3114	0,2386	1,31	5,68	-0,0083	0,0010	0,7260	0,0680	4,87	43,14
(8, 2)	-0,0146	0,0012	-12,40	0,4038	0,2738	1,48	2,63	-0,0147	0,0012	0,9386	0,0673	4,16	52,72
(10, 2)	-0,0202	0,0013	-15,42	0,4482	0,3301	1,36	20,93	-0,0203	0,0014	0,8704	0,0647	3,23	66,46
(12, 2)	-0,0252	0,0014	-17,44	0,4380	0,3730	1,17	52,84	-0,0252	0,0015	0,7336	0,0624	2,83	72,64
(6, 3)	-0,0061	0,0008	-7,39	0,2607	0,2304	1,13	59,64	-0,0061	0,0008	0,5080	0,0725	2,11	83,31
(9, 3)	-0,0163	0,0012	-14,05	0,4061	0,3526	1,15	70,64	-0,0163	0,0012	0,6734	0,0690	1,97	85,33
(12, 3)	-0,0222	0,0014	-15,97	0,4495	0,4360	1,03	73,70	-0,0222	0,0014	0,6580	0,0657	2,70	74,56
(8, 4)	-0,0087	0,0009	-9,33	0,2495	0,2626	0,95	49,95	-0,0087	0,0009	0,5108	0,0845	3,00	89,98
(12, 4)	-0,0181	0,0013	-13,91	0,2884	0,4545	0,63	59,36	-0,0181	0,0013	0,4699	0,0736	3,98	55,17
(12, 6)	-0,0138	0,0010	-13,23	0,2759	0,6708	0,41	68,49	-0,0138	0,0011	0,6180	0,0923	2,74	73,94

^a Teste de Sargan para avaliar a validade dos instrumentos.

^b Desvios-padrão robustos para heterocedasticidade.

^c Valor-p da estatística-F para avaliar a validade da restrição proposta.

TABELA 4

Regressão de Sp' no $spread$

(n, m)	Regressão de Sp' em Spr						Razão de variância (%)		
	$\alpha = 0$ e $\beta = 1$		β	$S(\beta)$	$t(\beta)$	R^2 (%)	$Var(S't)$ (1)	$Var(S't)$ (2)	Razão (2)/(1)
	Wald ^{a, b}	Valor-p							
(30, 1)	13,4	[0.0012]**	1,13	0,05	2,58	65,91	0,11	0,06	51,64
(60, 1)	1,9	[0.3926]	0,98	0,04	-0,56	67,85	0,10	0,07	71,06
(90, 1)	37,2	[0.0000]**	1,22	0,04	5,83	72,72	0,16	0,08	48,74
(180, 1)	1,6	[0.4561]	0,99	0,03	-0,34	74,53	0,14	0,10	75,90
(360, 1)	8,4	[0.0151]*	1,07	0,03	2,26	73,10	0,14	0,09	64,23
(60, 30)	37,0	[0.0000]**	0,85	0,03	-5,29	87,64	0,06	0,07	122,45
(90, 30)	145,7	[0.0000]**	0,76	0,02	-11,91	72,91	0,01	0,02	125,96
(180, 30)	150,0	[0.0000]**	0,83	0,02	-10,30	82,64	0,04	0,05	120,24
(360, 30)	43,2	[0.0000]**	0,92	0,02	-5,18	84,30	0,08	0,08	99,64
(180, 90)	6,3	[0.0418]*	0,94	0,03	-2,07	74,69	0,02	0,02	85,40
(360, 90)	12,1	[0.0023]**	0,93	0,02	-3,14	75,94	0,05	0,04	87,01
(360, 180)	33,9	[0.0000]**	0,78	0,04	-5,32	36,47	0,02	0,01	59,93

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

^a A estatística tem distribuição assintótica qui-quadrado com dois graus de liberdade.^b A estatística de Wald foi construída utilizando a matriz de covariância de White.

TABELA 5

Testes de causalidade de Granger

(n, m)	Defasagem	Nível de significância ^a			Teste de autocorrelação			
		Distribuição	GC		$S_t^{n,m}$		$\Delta R_t^{n,m}$	
			$S_t \rightarrow \Delta R_t$ (%)	$\Delta R_t \rightarrow S_t$ (%)	AR (1-2)	Valor-p	AR(1-2)	Valor-p
(30, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	0,95	[0.3870]	0,25	[0.7797]
(60, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	1,45	[0.2338]	0,76	[0.4699]
(90, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	1,59	[0.2053]	0,52	[0.5964]
(180, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	2,61	[0.0735]	0,13	[0.8788]
(360, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	0,97	[0.3796]	0,02	[0.9825]
(60, 30)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	2,44	[0.0875]	2,70	[0.0676]
(90, 30)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	1,03	[0.3559]	0,48	[0.6181]
(180, 30)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	0,34	[0.7119]	1,36	[0.2575]
(360, 30)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	0,30	[0.7389]	0,91	[0.4038]
(180, 90)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	3,49	[0.0309]*	3,55	[0.0289]*
(360, 90)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	6,40	[0.0017]**	1,89	[0.1522]
(360, 180)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	4,41	[0.0123]*	0,07	[0.9369]

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

^a O VAR foi estimado utilizando MQ em três estágios.

5.1 Cointegração¹¹

Uma outra forma de testar a hipótese de expectativas sugerida na equação (2) é a análise de cointegração. Como já ressaltado, as taxas de juros para os diversos prazos são integradas de ordem 1. Como os *spreads* podem ser reescritos como uma soma de variáveis estacionárias, logo as taxas de juros de diversos prazos devem ser cointegradas.

Estimou-se um sistema com cinco taxas – 1 dia, 1 mês, 3 meses, 6 meses e 1 ano (sistema I) com quatro defasagens e algumas *dummies* pontuais.¹² A frequência utilizada é mensal.¹³ Os resultados do teste de especificação para os resíduos das equações são apresentados na tabela 6. Dado que os resultados dos testes de especificação são razoáveis optou-se por utilizar esse modelo como ponto de partida. Não há evidência de autocorrelação, heterocedasticidade e não-normalidade nos resíduos das equações estimadas. Apenas para o vetor como um todo há evidência de não-normalidade.

O passo seguinte consiste em estimar o posto da matriz π e determinar o papel que a constante tem no sistema. Espera-se que tenha posto 4, pois isso implica que todas as variáveis do sistema são I(1) e existem quatro vetores de cointegração (ver JOHANSEN, 1995b). Quanto à constante, pode-se estimá-la de forma irrestrita e de forma restrita. Johansen (1995b) apresenta um teste de razão de verossimilhança para avaliar qual especificação é mais adequada. Do ponto de

TABELA 6
Testes de especificação para o sistema I

Equação	Portmanteau	AR (1-5)	Normalidade	ARCH 5
R^1	11,901	0,570 [0,7222]	4,129 [0,1269]	0,302 [0,9090]
R^{30}	10,417	0,517 [0,7622]	0,564 [0,7544]	0,484 [0,7861]
R^{90}	6,471	0,775 [0,5722]	0,004 [0,9981]	0,233 [0,9459]
R^{180}	6,717	1,261 [0,2950]	0,903 [0,6365]	0,600 [0,7000]
R^{360}	5,232	0,896 [0,4912]	2,120 [0,3465]	0,680 [0,6412]
Vetor	227,530	2,190 [0,0000]**	75,407 [0,0000]**	

** Significativo ao nível de 1%.

11. O trabalho apresentado nesta seção é muito semelhante ao realizado por Hall, Anderson e Granger (1992).

12. Foram introduzidas as seguintes *dummies* pontuais para controlar *outliers*: 1996(5), 1997(10), 1998(8), 1998(9); e 1999(1). As *dummies* podem ser associadas aos seguintes fatos: 1997(10) – crise da Ásia; 1998(8) e (9) – crise da Rússia; e 1999(1) – desvalorização do real. A única sem razão aparente é 1996(5) mas há claramente um “repique” na trajetória de queda dos juros após a recuperação da crise do México.

13. A rigor também avaliou-se a existência de cointegração para dados semanais e diários, mas os sistemas estimados não tiveram bons resultados nos testes de especificação, principalmente no que tange à autocorrelação e à normalidade dos resíduos.

vista teórico, em princípio, a constante deve entrar restrita no sistema pelo fato de as séries não terem tendência de crescimento e o prêmio de risco ser diferente de 0. A estatística de teste foi calculada para o modelo estimado, sendo que a opção pela estimação com a constante restrita mostrou-se a mais adequada (ver tabela 7). O modelo com constante restrita não é adequado apenas para o caso de o posto da matriz π ser 1. Na tabela 7 apresentam-se os resultados dos testes de cointegração realizados com a constante entrando restrita. Há evidência forte – tanto pela estatística do traço quanto pela do autovalor – de que o posto da matriz π é igual a 4 como esperado.

Na tabela 9 apresentam-se os resultados para testar em que medida algum dos vetores de cointegração obedecem à restrição sugerida pelos *spreads*. Por exemplo, na primeira linha da tabela 9 apresenta-se o teste para avaliar se a diferença entre a taxa de 30 dias sobre a de 1 dia é estacionária. Tal hipótese pode ser testada a partir

TABELA 7

Teste de razão de verossimilhança – H_0 : constante restrita; H_a : constante irrestrita

Restrito			Irrestrito			Estatística	GL	Valor-p
Autovalor	ln Qr	r	Autovalor	ln Qi	r			
	1.850,23	0		1.868,67	0			
0,8383	1.921,28	1	0,7714	1.926,23	1	9,90	4	[0.0421]*
0,6210	1.959,12	2	0,6006	1.962,02	2	5,80	3	[0.1218]
0,5323	1.988,75	3	0,5112	1.989,94	3	2,38	2	[0.3042]
0,2391	1.999,41	4	0,2214	1.999,70	4	0,58	1	[0.4463]
0,0811	2.002,71	5	0,0741	2.002,71	5			

* Significativo ao nível de 5%.

TABELA 8

Testes para avaliar o posto da matriz π

H_0 : posto = p	$\ln(1 - \lambda_i)$	$(T - nm)$	95%	$-T \ln(1 - \lambda_i)$	$(T - nm)$	95%
p == 0	142,10**	114,80**	34,4	305,00**	246,30**	76,1
p <= 1	75,67**	61,12**	28,1	162,90**	131,50**	53,1
p <= 2	59,27**	47,88**	22,0	87,18**	70,41**	34,9
p <= 3	21,31**	17,21*	15,7	27,91**	22,54*	20,0
p <= 4	6,59	5,33	9,20	6,59	5,33	9,20

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

TABELA 9

Testes para averiguar se os *spreads* pertencem ao espaço de cointegração

Hipóteses testadas – <i>spreads</i> pertencem ao espaço de cointegração	1D	30D	90D	180D	360D	Distribuição	Estatística	Valor-p
$S^{30,1}$	x	x				$\chi^2(1)$	0,05	[0.8163]
$S^{90,1}$	x		x			$\chi^2(1)$	0,03	[0.8694]
$S^{180,1}$	x			x		$\chi^2(1)$	0,26	[0.6099]
$S^{360,1}$	x				x	$\chi^2(1)$	2,10	[0.1469]
$S^{90,30}$		x	x			$\chi^2(1)$	0,12	[0.7328]
$S^{180,30}$		x		x		$\chi^2(1)$	0,41	[0.5243]
$S^{360,30}$		x			x	$\chi^2(1)$	2,59	[0.1075]
$S^{180,90}$			x	x		$\chi^2(1)$	0,75	[0.3873]
$S^{360,90}$			x		x	$\chi^2(1)$	4,48	[0.0342]*
$S^{360,180}$				x	x	$\chi^2(1)$	9,50	[0.0020]**
$S^{30,1}; S^{90,30}$	x	x	x			$\chi^2(2)$	0,29	[0.8657]
$S^{30,1}; S^{180,30}$	x	x		x		$\chi^2(2)$	1,23	[0.5404]
$S^{30,1}; S^{360,30}$	x	x			x	$\chi^2(2)$	3,72	[0.1558]
$S^{90,1}; S^{90,180}$	x		x	x		$\chi^2(2)$	2,37	[0.3052]
$S^{30,1}; S^{360,90}$	x		x		x	$\chi^2(2)$	20,53	[0.0000]**
$S^{90,30}; S^{180,90}$		x	x	x		$\chi^2(2)$	2,13	[0.3443]
$S^{90,30}; S^{360,90}$		x	x		x	$\chi^2(2)$	25,99	[0.0000]**
$S^{180,90}; S^{180,90}$			x	x	x	$\chi^2(2)$	38,08	[0.0000]**
$S^{30,1}; S^{90,30}; S^{180,90}$	x	x	x	x		$\chi^2(3)$	2,59	[0.4587]
$S^{30,1}; S^{90,30}; S^{360,180}$	x	x	x		x	$\chi^2(3)$	29,03	[0.0000]**
$S^{90,1}; S^{180,90}; S^{360,180}$	x		x	x	x	$\chi^2(3)$	45,18	[0.0000]**
$S^{30,1}; S^{180,30}; S^{360,180}$	x	x		x	x	$\chi^2(3)$	52,81	[0.0000]**
$S^{90,30}; S^{180,90}; S^{360,180}$		x	x	x	x	$\chi^2(3)$	57,85	[0.0000]**
$S^{30,1}; S^{90,30}; S^{90,180}; S^{360,180}$	x	x	x	x	x	$\chi^2(4)$	101,73	[0.0000]**

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

de um teste de razão de verossimilhança cuja distribuição assintótica é qui-quadrada com um grau de liberdade. Nesse caso a hipótese nula é aceita com folga. Os resultados para os testes dos *spreads* individuais são favoráveis com exceção da maioria dos *spreads* que contêm a taxa de 360 dias. Por exemplo, a hipótese nula

de que existe uma combinação linear estacionária entre a taxa de 360 e de 180 dias é rejeitada fortemente. Na tabela 9 também são apresentados os resultados de testes conjuntos. Como o posto da matriz π é 4, é possível testar se até quatro *spreads* fazem parte do espaço de cointegração. As hipóteses rejeitadas são aquelas em que estão presentes *spreads* que contêm a taxa de 360 dias. Uma tentativa possível de explicação reside no fato de o período estudado conter grandes flutuações nas taxas de juros por conta dos choques externos enfrentados pela economia brasileira e como efeito da resposta dada pelo governo a tais choques. Dessa forma, talvez a arbitragem entre as diversas taxas tenha se concentrado de modo mais intenso nos *spreads* curtos.

O fato de a matriz $\pi = \alpha' \beta$ ter posto 4 permite que se escolha através da reordenação das colunas de β uma matriz β^{14} de ordem 4 e não-singular tal que $\beta^* = B\beta$ e $B = (\beta^{14})^{-1}$ de modo que $\beta^* = [B\beta^{14} \ B\beta^*] = [I_4 \ B\beta^*]$. É possível, portanto, impor até três restrições de 0 em cada vetor sem alterar o valor da função de verossimilhança. A rigor tais restrições não têm de possuir necessariamente a forma sugerida em β^* . Quaisquer restrições de 0 podem ser impostas desde que não impliquem a eliminação de uma coluna da matriz β . Dessa forma optou-se por impor a restrição de que os três primeiros vetores são os *spreads* (30, 1), (90, 30), (180, 90). O quarto vetor de cointegração entrou irrestrito e como é possível impor 3 restrições de 0, optou-se por excluir do último vetor as séries de juros de 1, 30 e 90 dias. Os resultados da estimação de β estão na tabela 9. O quarto vetor pode ser interpretado como um *spread* de prazo mais longo, pois embora a hipótese de que $\beta_{43} = -\beta_{44}$ tenha sido rejeitada, o resultado da estimativa irrestrita possui o sinal teórico desejado e uma magnitude razoável. Os vetores estimados são mostrados na tabela 10 e no gráfico 4.

O modelo geral estimado (M1) possui os quatro mecanismos de correção de erros (MCE),¹⁴ a primeira diferença das variáveis defasadas e um conjunto de *dummies* pontuais. No modelo 2 (M2) eliminou-se a segunda defasagem da primeira

TABELA 10

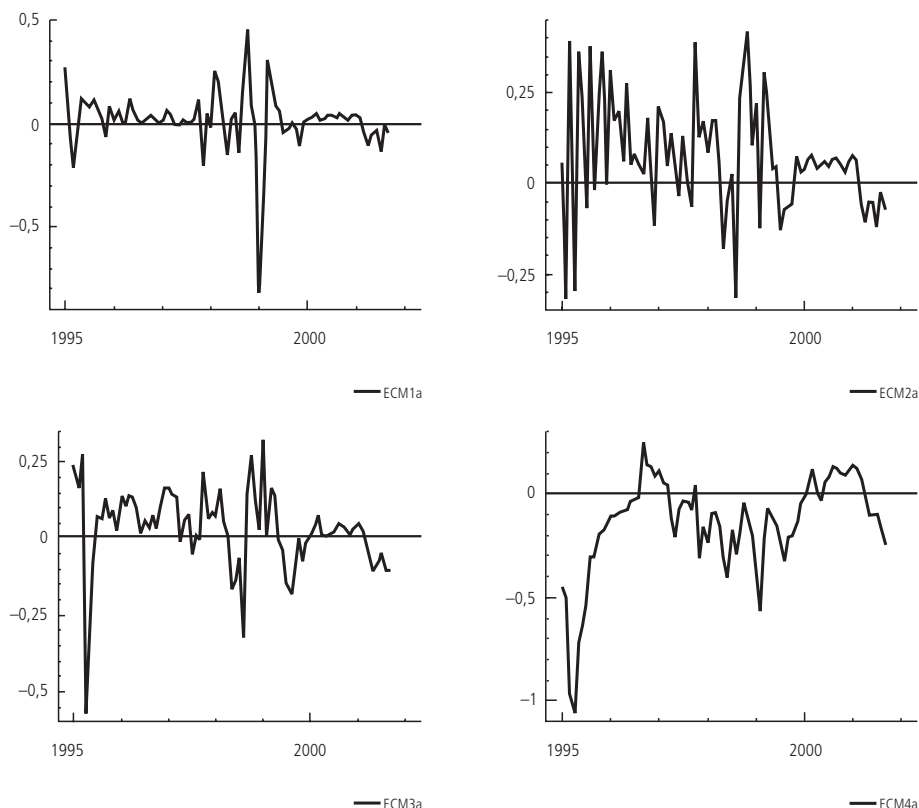
Mecanismo de correção de erros estimados

	R^1	R^{30}	R^{90}	R^{180}	R^{360}	Constante
MCE 1	1	-1	0	0	0	0,00400
MCE 2	0	1	-1	0	0	0,00705
MCE 3	0	0	1	-1	0	0,00667
MCE 4	0	0	0	1	-1,25283	-0,05486

14. Os MCEs são definidos pelas combinações lineares das séries usando os vetores de cointegração. Dessa forma representam um desajuste com relação ao valor de longo prazo (para maiores detalhes, ver JOHANSEN, 1995b).

GRÁFICO 4

Gráfico dos mecanismos de correção de erros



diferença da taxa de 1 dia de todas as equações. O modelo 3 é idêntico ao modelo 2 sendo que o primeiro foi estimado por MQO enquanto o segundo por MQ3E. O modelo 4 contém as simplificações apresentadas e algumas das *dummies* foram excluídas de alguma das equações. Na tabela 11 apresentam-se os resultados dos testes para avaliar a validade das simplificações propostas. Não há evidência de que o modelo (M4) não seja uma simplificação aceitável.

Algumas considerações podem ser feitas a partir do modelo estimado e reportado na tabela 12: *a)* os *spreads* mais longos são significativos em todas as equações (MCE3 e MCE4); *b)* os *spreads* com taxas de prazo mais curto – notadamente o MCE2 – contribuem para explicar a evolução das taxas de curto prazo e não as de prazo mais longo; e *c)* o MCE1 que contém as taxas de mais curto prazo desempenha um papel importante tanto para explicar a evolução das taxas de curto quanto as de longo prazo. Tais fatos sugeririam que os choques que afetam as equações das taxas de juros de prazo mais longo seriam importantes condicionantes da evolução das taxas de prazo menor, enquanto os choques nas equações das taxas de menor

TABELA 11

Testes para avaliar a validade das simplificações propostas

Progresso						
Modelo	T	p	Log-verossimilhança	SC	HQ	AIC
M4	78	74 MQ3E	1982,9498	−46,9	−48,2	−49,8
M3	78	90 MQ3E	1992,8388	−46,1	−47,7	−49,1
Sistema	T	p	Log-verossimilhança	SC	HQ	AIC
M2	78	90 MQO	1992,8388	−46,1	−47,7	−49,1
M1	78	100 MQO	1997,9326	−45,6	−47,5	−49,2
Teste de simplificação de modelos						
M3 --> M4:	$\chi^2(20)$	14 [0,4719]				
Teste de simplificação dos sistemas						
M1 --> M2:	F(10, 108)	0,7 [0,6947]				

prazo não teriam efeitos importantes nas taxas de mais longo prazo. O fato de o *spread* que contém a taxa básica da economia (1 dia) ser significativo em todas as equações é intuitivo na medida em que é razoável supor que alterações na taxa básica tenham efeitos sobre as taxas de diversos prazos. Pelo modelo estimado, um aumento da taxa básica que retirasse o sistema do equilíbrio provocaria diretamente um aumento das taxas de todos os prazos – pois os coeficientes associados ao MCE1 nas equações de 30, 90, 180 e 360 dias são positivos – deslocando todas as taxas para cima.

Por fim optou-se também em realizar um exercício com a base de dados brasileira mensal atualizada. Estimou-se um VAR com cinco defasagens com as taxas de juros de 1 dia, 1 mês, 2 meses, 3 meses, 6 meses, 9 meses e 12 meses. O período amostral foi expandido até dezembro de 2002.

Os resultados dos testes de especificação são razoáveis (tabela 13), porém foi necessário recorrer ao mesmo conjunto de *dummies* já utilizadas. A diferença entre esse sistema e o anteriormente estimado está na inclusão da taxa de juros de 60 e 270 dias.

Note-se que no sistema, algumas taxas, pelo menos do ponto de vista teórico, não devem cointegrar entre si pois não é possível atribuir um *spread* a elas – por exemplo, as taxas de 270 e 60 dias. As taxas de 1 dia e 1, 2, 3 e 6 meses formam a base para *spreads* mais longos, ou seja, podem cointegrar com as taxas de maior

TABELA 12

Modelo estimado

Equação/ variáveis	Dli1_1	Dli1_2	Dli30_1	Dli30_2	Dli90_1	Dli90_2	Dli180_1	Dli180_2	Dli360_1	ECM1	ECM2	ECM3	ECM4	96(5)	97(10)	98(8)	98(9)	99(1)
Dli1	-0,15	0,00	-0,29*	-0,31*	0,83*	0,26*	0,00	0,84*	-0,57*	-0,65*	-0,42	-0,38*	-0,69*	0,52*	0,19*	0,00	0,14*	0,10*
	-1,63	0,00	-2,33*	-4,20*	5,07*	2,20*	0,00	5,59*	-6,14*	-5,01*	-2,93	-2,44*	-2,59*	8,14*	17,73*	0,00	11,44*	8,56*
Dli30	-0,45*	0,00	0,00	-0,30*	0,96*	0,45*	0,00	0,00	-0,65*	0,00	0,46	-0,24	-1,03*	0,66*	0,18*	0,00	0,12*	0,18*
	-5,62*	0,00	0,00	-4,51*	6,76*	5,03*	0,00	0,00	-7,09*	0,00	2,90	-1,58	-5,91*	9,59*	14,73*	0,00	8,83*	13,98*
Dli90	-0,53*	0,00	0,53*	0,00	0,52*	0,00	-0,52*	-0,60*	0,00	0,61*	0,19	0,43*	-1,36*	0,85*	0,15*	0,03*	0,09*	0,16*
	-4,55*	0,00	3,93*	0,00	4,64*	0,00	-8,28*	-3,89*	0,00	3,85*	1,17	2,82*	-7,98*	12,04*	12,11*	4,05*	6,39*	12,62*
Dli180	-0,79*	0,00	1,21*	0,12*	-0,30*	-0,27*	0,00	-0,75*	0,00	0,86*	0,50*	-0,17	-0,30*	0,61*	0,13*	0,06*	0,04*	0,13*
	-5,29*	0,00	6,94*	3,22*	-3,72*	-3,87*	0,00	-3,22*	0,00	3,71*	2,51*	-0,99	-1,55*	7,28*	8,58*	5,90*	2,62*	8,58*
Dli360	-0,78*	0,00	0,99*	0,00	0,00	0,00	0,00	-1,10*	0,00	1,07*	0,55*	0,20	-0,52*	0,68*	0,09*	0,06*	0,03	0,11*
	-4,88*	0,00	6,06*	0,00	0,00	0,00	0,00	-4,65*	0,00	4,29*	2,57*	1,15	-2,59*	7,84*	5,90*	5,05*	1,57	7,10*

Nota: Coeficiente e estatísticas-t associados.

* Significativo ao nível de 5%.

TABELA 13
Testes de especificação do modelo brasileiro

Equação	Portmanteau	AR (1-6)		Normalidade		ARCH 5				
R^1	14,811	F (6, 44)	2,4258	[0,0411]*	$\chi^2(2)$	4,2438	[0,1198]	F (6, 38)	0,3822	[0,8858]
R^{20}	11,078	F (6, 44)	1,794	[0,1225]	$\chi^2(2)$	4,9532	[0,0840]	F (6, 38)	0,67879	[0,6675]
R^{60}	9,7602	F (6, 44)	1,1594	[0,3452]	$\chi^2(2)$	1,2478	[0,5359]	F (6, 38)	0,49047	[0,8113]
R^{90}	10,016	F (6, 44)	0,58017	[0,7441]	$\chi^2(2)$	0,90625	[0,6356]	F (6, 38)	0,6225	[0,7111]
R^{180}	13,407	F (6, 44)	0,1862	[0,9792]	$\chi^2(2)$	4,587	[0,1009]	F (6, 38)	0,87288	[0,5238]
R^{270}	14,179	F (6, 44)	0,1217	[0,9932]	$\chi^2(2)$	8,412	[0,0149]*	F (6, 38)	0,99405	[0,4433]
R^{360}	13,622	F (6, 44)	0,099811	[0,9960]	$\chi^2(2)$	8,8754	[0,0118]*	F (6, 38)	1,4182	[0,2331]

* Significativo ao nível de 5%.

prazo, para 270 e 360 dias. Estas últimas não devem cointegrar entre si. O primeiro grupo é composto das taxas de juros 1, 30, 60, 90 e 180 dias que podem cointegrar entre si. O segundo grupo é composto pelas taxas de 270 e 360 dias.

5.2 Teste de cointegração e de avaliação do posto da matriz de longo prazo (π)

O posto esperado para a matriz de longo prazo (π) é $6 - (p - 1)$ – pois pelo menos em princípio é possível associar um *spread* composto pelas taxas de 1 dia e 1 mês e as demais. O posto da matriz de longo prazo só poderá ser menor que 6 caso os agentes econômicos, por alguma razão qualquer, não tentem arbitrar o diferencial entre as taxas de curto e longo prazo.

Os resultados dos testes para averiguar o posto da matriz de longo prazo são dados na tabela 14. Usando a estatística do traço de Johansen e do máximo autovalor, o posto da matriz de longo prazo é 6. Logo, opta-se por concluir que o posto da matriz é 6.

O próximo passo consistiu em avaliar em que medida os vetores de cointegração satisfazem à restrição imposta pelo *spreads*. Dessa forma, para testar todas as possibilidades de *spreads* elaborou-se uma rotina no programa Matlab em que o teste de razão de verossimilhança de Johansen é implementado para todas as combinações de *spreads* que têm posto 6. O valor da menor estatística é guardado e comparado com o respectivo valor crítico. A estatística de menor valor entre todas implica rejeição. Logo não foi possível atribuir um significado conjunto a cada um dos vetores de cointegração. Na tabela 15 os resultados dos testes dos

TABELA 14

Estatística do traço e de máximo autovalor para o modelo brasileiro

$H_0: \text{rank} = r$	$-T \sum \ln(1 - \lambda_i)^a$	$-(T - kp) \sum \ln(1 - \lambda_i)^a$	95%	$-T \ln(1 - \lambda_i)^b$	$-T \ln(1 - \lambda_i)^b$	95%
$r = 0$	465,1**	286,2**	131,7	192,8**	118,7**	46,5
$r \leq 1$	272,3**	167,6**	102,1	123,4**	75,9**	40,3
$r \leq 2$	149,0**	91,7**	76,1	48,5**	29,8	34,4
$r \leq 3$	100,5**	61,8*	53,1	46,8**	28,8*	28,1
$r \leq 4$	53,6**	33,0	34,9	33,5**	20,6	22,0
$r \leq 5$	20,2*	12,4	20,0	16,6*	10,2	15,7
$r \leq 6$	3,5	2,2	9,2	3,5	2,2	9,2

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

^a Estatística do traço de Johansen com cinco defasagens.

^b Estatística de máximo autovalor com nove defasagens.

TABELA 15

Testando hipóteses sobre o espaço de cointegração

<i>Spread</i>	Teste de razão de verossimilhança		
	$r = 6$	Valor-p	Distribuição $\chi^2((p - r) \cdot s)$
$S^{30, 1}$	0,94	[0.3318]	$\chi^2(1)$
$S^{60, 1}$	1,46	[0.2276]	$\chi^2(1)$
$S^{90, 1}$	1,99	[0.1582]	$\chi^2(1)$
$S^{180, 1}$	3,03	[0.0816]	$\chi^2(1)$
$S^{270, 1}$	3,67	[0.0553]	$\chi^2(1)$
$S^{360, 1}$	3,69	[0.0549]	$\chi^2(1)$
$S^{60, 30}$	1,68	[0.1943]	$\chi^2(1)$
$S^{90, 30}$	2,27	[0.1323]	$\chi^2(1)$
$S^{180, 30}$	3,26	[0.0710]	$\chi^2(1)$
$S^{270, 30}$	3,82	[0.0505]	$\chi^2(1)$
$S^{360, 30}$	3,80	[0.0511]	$\chi^2(1)$
$S^{180, 60}$	3,56	[0.0592]	$\chi^2(1)$
$S^{360, 60}$	3,94	[0.0472]*	$\chi^2(1)$
$S^{180, 90}$	3,76	[0.0525]	$\chi^2(1)$
$S^{270, 90}$	4,12	[0.0424]*	$\chi^2(1)$
$S^{360, 90}$	4,04	[0.0445]*	$\chi^2(1)$
$S^{360, 180}$	4,15	[0.0417]*	$\chi^2(1)$

* Significativo ao nível de 5%.

spreads individuais são apresentados. As hipóteses de que os diversos *spreads* são estacionários é aceita quando analisados individualmente. A razão para a rejeição da hipótese conjunta de os *spreads* serem estacionários deve-se aos *spreads* de mais longo prazo, de forma similar ao ocorrido para a amostra menor analisada anteriormente. Os resultados de tais testes não são reportados para poupar espaço.

6 BALANÇO DOS RESULTADOS

Os resultados brasileiros dos testes da hipótese de expectativas na sua versão mais forte não são favoráveis para a maioria dos *spreads* analisados nos testes de 1 a 3. Já a partir da metodologia de cointegração os resultados são mais favoráveis. Há evidência de cointegração da forma como prevista pela hipótese de expectativas.

Além disso, quando analisados individualmente os *spreads* são estacionários, o que é uma dedução lógica obtida a partir da hipótese de expectativa. É importante ressaltar que a hipótese de expectativas implica uma restrição mais forte do que simplesmente estacionariedade. De forma geral, outros modelos, em princípio, poderiam gerar proposições testáveis semelhantes.

Agora se utilizarmos a interpretação proposta por McCallum (1994) da hipótese de expectativas, os resultados obtidos serão um pouco mais animadores. Nessa versão os *spreads* têm de conter informações relevantes para prever a evolução das taxas de curto prazo. O modelo de correção de erros estimado aponta nessa direção ao mostrar que os MCEs contribuem para explicar a evolução das taxas de curto prazo. Ademais, os resultados das tabelas 1, 2 e 3 são similares aos obtidos na literatura internacional e coletados por McCallum (1994) nas tabelas 1 e 2 da página 2. O único “senão” aos resultados apresentados nas tabelas mostra que os *spreads* não são capazes de esgotar a evolução dos fundamentos. Se o argumento de McCallum (1994) estiver correto, os resultados dos testes aqui apresentados sugerem que talvez a suavização das taxas de juros promovida pelo banco central seja uma das causas possíveis da baixa performance da hipótese de expectativas.

Uma outra possível racionalização dos resultados aqui obtidos diz respeito ao risco envolvido nas operações de arbitragem de taxas mais longas, dadas a grande instabilidade no período e a resposta da política econômica às crises externas que se concentrou de forma muito intensa na política monetária. Deve ser lembrado também que a alteração do regime cambial brasileiro em 1999 teve impacto sobre o comportamento das taxas de juros. Após a desvalorização de 1999 os movimentos nas taxas de juros foram muito mais suaves do que os prevalecentes anteriormente quando o regime cambial era mais rígido.

Um ponto a reforçar essa linha de raciocínio diz respeito ao fato de a pior performance nos testes de cointegração ter se dado nos *spreads* com as taxas mais longas. Embora os testes de cointegração representem apenas uma condição necessária – e não suficiente – para a validade das hipóteses de expectativas, a não aceitação da hipótese de coeficientes proporcionais nos *spreads* mais longos poderia indicar que os valores dos *spreads* tenham permanecido distantes do equilíbrio, por conta de um componente persistente de risco no período amostral que estaria refletido no prêmio exigido pelos agentes para assumir posições mais longas. Tal prêmio não deve ter sido constante ao longo do tempo e tal instabilidade não deve ter sido bem modelada pelos modelos utilizados. Uma boa indicação disso é o fato de as *dummies* do VAR estimado poderem ser diretamente associadas às bruscas variações de taxas de juros decorrentes dos choques externos.

A hipótese de expectativas implica também uma condição de ortogonalidade que deve estar sendo violada pelos resultados aqui obtidos. Isso pode ser visto

quando são comparadas as estimativas de MQO com VIs (ver tabelas 1, 2 e 3), ou ainda pelos testes de expectativas racionais de forma exata, pelos quais a condição de ortogonalidade é imposta e rejeitada juntamente com as demais hipóteses do teste.

O modelo simples representado pela hipótese de expectativas mostrou-se insuficiente para descrever os dados brasileiros.¹⁵ Dessa forma, o esforço de pesquisa futuro deveria se concentrar mais na construção de modelos que melhorassem a performance do modelo simplificado do que centrar esforços em novos testes da hipótese de expectativas usando a metodologia tradicional. A hipótese de expectativas é parte de um modelo macroeconômico mais amplo como ressaltado por McCallum (1994) e tal fato deve ser incorporado na análise. Visto desse prisma, a baixa performance dos testes da hipótese de expectativas é de certa forma esperada.

7 COMPARAÇÃO COM A LITERATURA

Tabak e Andrade (2001) testam a hipótese de expectativas a dados brasileiros. Discute-se agora brevemente em que medida os resultados obtidos são consistentes com o dos autores. O período coberto pelos dois estudos é semelhante, entretanto, neste trabalho, a frequência é mensal e diária enquanto no trabalho citado é diária apenas. Neste estudo, procurou-se utilizar uma ampla gama de teste existente na literatura recorrendo à metodologia tradicional, enquanto o trabalho citado focaliza-se apenas na estimação da equação (16). Tabak e Andrade (2001) mostram que medidas de risco melhoram a performance da equação (16). Isso seria uma boa explicação para a fraca performance das hipóteses de expectativas a dados brasileiros.

Tabak e Andrade (2001) apontam uma razão para explicar a performance pobre das hipóteses de expectativas: a avaliação de que as oportunidades de lucro não são suficientemente grandes para remunerar o risco existente nas operações mais longas. Eles mostram que medidas de risco melhoram a compreensão dos movimentos da estrutura a termo das taxas de juros brasileiras.

Outro caminho possível, e que ainda é incipiente na literatura aplicada ao Brasil, consiste em tentar “fundamentar” os modelos de estrutura a termo da taxa de juros. Uma abordagem seguiria em linhas gerais o trabalho de Ang e Piazzesi (2003) que procura incorporar ao VAR estimado informações sobre variáveis macroeconômicas como produto (e taxa de desemprego) e inflação, na medida em que há boas razões empíricas e teóricas para afirmar que existe algum tipo de relação entre o comportamento das variáveis econômicas e os diversos *spreads*.

15. Por exemplo, Campbell e Shiller (1991) mostram que, embora as restrições decorrentes da hipótese de expectativas tenham sido rejeitadas formalmente, a performance dos modelos estimados é razoável, sendo muito pequena a diferença entre o mundo real e o ideal proposto pela teoria. Assim, a rejeição formal não deve ser levada às últimas consequências, pois o poder explicativo do modelo simples representado pela hipótese de expectativas não é desprezível.

Outro trabalho que testa a hipótese de expectativas na estrutura a termo para o Brasil é feito por Lima e Isler (2003). Os autores realizam o teste da hipótese de expectativas utilizando muito dos testes da metodologia tradicional. Os resultados também não são favoráveis à hipótese de expectativas. Os autores realizam testes de cointegração para sistemas bivariados. Rejeitam a hipótese nula de não-cointegração e aceitam a hipótese de que os diversos *spreads* são estacionários. Não é realizado nenhum esforço para controlar a evidência de não-normalidade dos resíduos. Citam a referência de Gonzalo (1994) para afirmar que os testes de cointegração são robustos à não-normalidade. A violação da hipótese de normalidade pode estar ocorrendo por conta da existência de quebras estruturais e indicando problemas sérios de má especificação. Se for esse o caso, o teste de cointegração de Johansen gera resultados pouco confiáveis. Maddala e Kim (1998) realizam uma ampla revisão da literatura sobre o tema.

Brito, Guillen e Duarte (2004) também testam a hipótese de expectativas utilizando técnicas de cointegração, regressão dos fundamentos nos *spreads*, comparação de variância entre os fundamentos e os *spreads* e ortogonalidade dos *spreads* com relação aos erros nas regressões dos fundamentos nos *spreads*. Os autores não realizam os testes de causalidade de Granger e estacionariedade dos *spreads*. Além disso, operam com sistemas que contêm apenas duas taxas (uma de curto e outra de longo prazo), ao contrário do realizado neste trabalho.

Em linhas gerais, as conclusões dos autores são consistentes com a obtida neste artigo, podendo ser vistas como complementares em algum sentido. Os autores racionalizam de forma similar os resultados obtidos, sugerindo a hipótese formulada por McCallum (1994), de que a falha da hipótese de expectativas pode estar ligada a questões de gestão de política monetária e não-irracionalidade dos agentes. Como possibilidade alternativa sugere que as expectativas não estariam sendo formadas de modo racional e as taxas de juros não incorporariam toda a informação disponível. Sobre esse ponto, a evidência deste artigo sugere que essa não é uma hipótese a ser descartada para o período sugerido, na medida em que os coeficientes estimados usando variáveis instrumentais nas regressões feitas mudam substancialmente (ver tabelas 1, 2 e 3). Se os *spreads* contivessem toda a informação relevante, isso não deveria acontecer. A possibilidade de que os *spreads* não incorporam toda a informação relevante está ligada a algum tipo de ineficiência informacional dos mercados brasileiros. Essa hipótese para o período estudado entre 1995 e 2001 não pode ser totalmente descartada, pois o mercado a termo brasileiro é recente por conta do passado inflacionário do país e para algumas maturidades, especialmente as mais longas, há pouca liquidez e volume de negócios, fatos essenciais para mercados eficientes do ponto de vista informacional. Como ressaltado por Brito, Guillen e Duarte (2004), embora haja evidência favorável à hipótese de McCallum (1994), não é possível optar por essa conjectura de forma inequívoca. Falhas no

processo de formação de expectativas dos agentes e/ou algum grau de ineficiência informacional dos mercados brasileiros não devem ser descartados. Nesse sentido, este trabalho mostra que a evidência fornecida pelos dados está longe de ser conclusiva.

Há uma série de trabalhos que testam a hipótese de expectativas a dados internacionais. Cuthbertson e Nitzsche (2005) realizam um resumo das conclusões principais da literatura de cointegração aplicada a testes da hipótese de expectativas: “For most part, long and short rates are cointegrated, with a cointegration parameter close to or equal to unity”. Todavia cointegração com parâmetros iguais à unidade não significa necessariamente validade das hipóteses de expectativas. É apenas uma condição necessária. Para obter que os *spreads* são estacionários é necessário apenas impor que as primeiras diferenças das taxas de juros esperadas (e logo realizadas) sejam estacionárias – ver equação (2). Não é necessário impor nenhuma restrição sobre como os agentes utilizam a informação disponível para obter lucros com arbitragem entre taxas. Uma descrição detalhada da literatura internacional que testa a hipótese de expectativas é feita em Cuthbertson e Nitzsche (2005, caps. 21 e 22).

8 CONCLUSÕES

Neste artigo testou-se em que medida a hipótese de expectativas descreve bem a base de dados escolhida. A conclusão principal à hipótese de expectativas é um arcabouço insuficiente para esgotar os dados brasileiros. Mais pesquisa sobre o tema é necessária e este artigo procura contribuir positivamente para o debate brasileiro nesse campo.

Algumas hipóteses foram levantadas para explicar a baixa performance da hipótese de expectativas com base na evidência obtida neste artigo e em outros estudos sobre o tema feitos para o Brasil utilizando período e base de dados semelhantes. A primeira hipótese é inspirada pelo artigo de McCallum (1994) e sugere que a falha nos testes da hipótese de expectativas está ligada à política monetária feita pelo banco central. Outra possível explicação deve-se à existência de algum tipo de ineficiência informacional no mercado brasileiro e/ou a falhas no processo de formação de expectativas (irracionalidade). Por fim não se deve descartar que os modelos estatísticos utilizados podem não descrever bem os dados por conta de alterações estruturais importantes. Vale lembrar que no período dois regimes cambiais, fiscais e monetários vigoraram na economia brasileira, além de o mercado a termo estar nos seus primeiros momentos.

ABSTRACT

The study of term structure of interest rate is at its early stages for Brazil. This paper aims to contribute to this literature by testing the rational expectation hypothesis to Brazilian data. The period covered by the

study goes from 1995 to 2002. Monthly and daily data were analysed. The results of the tests suggest that the expectation hypothesis is insufficient to fully explain Brazilian data. The following explanations are suggested: *a)* the results are consistent with McCallum (1994) hypothesis of interest rate smoothing by Central Bank; *b)* informational inefficiency of Brazilian market; *c)* some sort of irrational behaviour of the agents in forming their expectations; and *d)* the econometric results of the paper can be affected by the macroeconomic instability in the analysed period.

REFERÊNCIAS

- ANG, A.; PIAZZESI, M. A non-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, p. 745-787, 2003.
- BARR, D. G.; CAMPBELL, J. Y. Inflation, real interest and bond market: a study of UK nominal and indexed linked government bond prices. *Journal of Econometrics*, v. 39, p. 361-383, 1997.
- BRITO, R. D.; GUILLEN, O. T. C.; DUARTE, A. J. M. Overreaction of yield spreads and movements of Brazilian interest rate. *Revista de Econometria*, v. 24, p. 1-55, 2004.
- CAMPBELL, J.; SHILLER, R. J. Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view. *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 419-514, 1991.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. *The econometrics of financial markets*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1997.
- CUTHBERTSON, K. The expectation hypothesis of the term structure: the UK interbank market. *The Economic Journal*, v. 106, p. 578-592, 1996.
- CUTHBERTSON, K.; NITZSCHE, D. *Quantitative financial economics*. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd., 2005.
- GALLMEYER, M. F.; HOLLIFIELD, B.; ZIN, S. E. *Taylor rules, McCallum rules and the term structure of interest rates*. Cambridge: NBER, 2005 (Working Paper).
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run relationships. *Journal of Econometrics*, v. 60, p. 203-233, 1994.
- HALL, A. D.; ANDERSON, N. M.; GRANGER, C. W. A cointegration analysis of Treasury bill yields. *Review of Economics and Statistics*, p. 116-126, 1992.
- HENDRY, D. F. *Dynamic econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- HENDRY, D. F.; DOORNIK, J. A. *Modelling dynamic systems using PcGive*. London, 2006.
- HICKS, J. *Value and capital*. Oxford: Oxford University Press, 1946.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- . Testing Weak exogeneity and the order of integration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, p. 313-334, 1994.
- . A statistical analysis of cointegration for I(2) variables. *Econometric Theory*, v. 11, p. 25-59, 1995a.
- . *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995b.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-224, 1992.

JUSELIUS, K. Do PPP and UIP hold in LR? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model. *Journal of Econometrics*, v. 69, p. 211-240, 1995.

KEYNES, J. M. *Treatise on money*, 1930.

KLEINBERGEN, F. Reduced rank regression using GMM. In: MÁTYÁS, L. (Ed.). *Generalized methods of moments estimation*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

LIMA, A. M.; ISLER, J. V. A hipótese das expectativas na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil: uma aplicação de modelos a valor presente. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, 2003.

MADDALA, G. S.; KIM, I-M. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

MANKIW, N.; MIRON, J. A. The changing behaviour of term structure of interest rate. *Quarterly Journal of Economics*, v. 101, p. 211-228, 1986.

McCALLUM, B. T. Monetary policy and the term structure of interest rate. *Economic Quarterly*, v. 91, p. 1-21, 1994.

PEASARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. *Journal of Econometrics*, v. 97, p. 293-343, 2000.

QUINTOS, C. Analysis of cointegration vectors using GMM approach. *Journal of Econometrics*, v. 85, 1998.

SHILLER, R. J. The term structure of interest rate. In: FRIEDMAN, B. M.; HAHN, F. H. (Eds.). *Handbook of Monetary Economics*. North-Holland, 1990.

TABAK, B. M.; ANDRADE, S. C. *Testing the expectation hypothesis in the Brazilian term structure of interest rate*. Brasília: Bacen, 2001 (Working Paper).

(Originais recebidos em janeiro de 2007. Revistos em fevereiro de 2007.)

ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO-LINEARES

José Airton Mendonça de Melo*

Paulo de Melo Jorge Neto**

Este trabalho estima funções de demanda residencial de água considerando o esquema de tarifas progressivas em blocos praticado pelas companhias de saneamento básico. A progressividade da tarifa, ainda que preserve a convexidade do conjunto orçamentário, induz o agrupamento das observações nos limites dos blocos e torna o preço uma variável dependente da quantidade consumida. Uma vez que tal problema está associado à violação da hipótese clássica de exogeneidade, utiliza-se, para solucionar esse problema, o modelo de escolha contínua/discreta proposto por Moffitt (1986). Conclui-se que a elasticidade-preço da demanda de água é aproximadamente unitária, sendo preço marginal e renda as variáveis mais relevantes do modelo.

1 INTRODUÇÃO

A estimação de uma função de demanda de água reveste-se de significativa importância para a implementação de políticas voltadas para a regulação, a modernização e a ampliação do setor de saneamento básico de água e esgoto no Brasil. A obtenção dos parâmetros de elasticidades (preço ou renda) da demanda de água constitui-se num importante instrumento na definição de uma política de regulação tarifária para o setor ao revelar a sensibilidade do consumidor frente à variação de preço ou de renda.

Em termos de expansão do setor de saneamento, a disponibilidade de uma função consumo de água é a base para o dimensionamento dos sistemas de abastecimento de água e esgoto, ao permitir que suas vazões físicas sejam projetadas de acordo com o consumo *per capita* estimado na função, que, por sua vez, considera o impacto das variáveis socioeconômicas inseridas na função, especialmente quanto ao efeito renda no consumo futuro de água.

Uma função de demanda de água também fornece a disposição a pagar do consumidor a partir do seu perfil socioeconômico, o que permite avaliar o hiato existente entre o custo econômico (a tarifa) e a disposição a pagar para cada nível demandado pelo consumidor. Uma aplicação interessante dessa avaliação estaria na concepção de políticas de subsídios de preços para os estratos da população com menor poder aquisitivo, de forma que somente aqueles dispostos a pagar abaixo do custo médio de provisão da água deveriam ser beneficiados por subsídios.

* Técnico do Banco do Nordeste e doutor em Economia pela Caen/UFC.

** Professor da Caen/UFC e Ph.D. em Economia pela Universidade de Illinois.

Em nível internacional, os estudos sobre demanda de água mais citados nas últimas décadas foram os realizados por:

a) Hanke e Mare (1978), que, empregando dados de séries temporais para a cidade de Malmo, Suécia, estimaram um amplo intervalo de elasticidade-preço, entre $-0,01$ e $-6,71$;

b) Nieswiadomy e Molina (1989), empregando a técnica desenvolvida no estudo de McFadden, Puig e Kirschner (1977) – técnica que utiliza variáveis instrumentais para contornar o problema do sinal na elasticidade-preço da demanda e que passou a ser chamada de método McFadden –, estimaram um intervalo para a elasticidade-preço entre $-0,36$ e $-0,86$. A base de dados foi para a cidade de Denton, Texas, Estados Unidos, e representava um *cross section* mensal, com 101 consumidores residenciais em dois períodos: 1976 a 1980, para consumidores com tarifas em bloco decrescente; e 1981 a 1985, para consumidores com tarifas em bloco crescente;

c) Hewitt e Hanemann (1995), utilizando-se da base de dados de Nieswiadomy e Molina, mas empregando o modelo de Burtless e Hausman (1978), chegaram a um intervalo de elasticidade-preço entre $-1,57$ e $-1,63$; e

d) Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997) utilizaram o método de Burtless e Hausman (1978), sobre uma amostra de 220 domicílios na cidade Saltinga, na Indonésia, para estimar uma elasticidade-preço de $-1,28$. Nesse estudo, obteve-se uma elasticidade-renda virtual com valor próximo a zero (5×10^{-7}).

No Brasil, o primeiro estudo de estimação de demanda residencial de água – considerando o problema da precificação em bloco – de que se tem conhecimento é o de Andrade *et al.* (1995). O estudo emprega o método McFadden e utiliza uma base de dados de 1986 da Companhia de Saneamento do Paraná (Sanepar) para 27 municípios do estado, totalizando 5.417 economias (unidades de consumo). A elasticidade-preço média da demanda de água foi estimada de acordo com a classe de renda do domicílio, com um valor médio da ordem de $-0,2404$, de um intervalo que variava de $-0,1652$ a $-0,6247$.

Em 1997, o Banco do Nordeste do Brasil (BNB) divulgou o denominado “Estudo de demanda de água do Nordeste e atualização dos índices de custo-eficiência de projetos de esgotamento sanitário”, objetivando assim subsidiar o dimensionamento e a viabilidade econômica de projetos de saneamento básico na região Nordeste. Consta desse estudo um leque de funções de demanda de água, estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e diferenciadas por duas variáveis *dummies*, uma representando a região do semi-árido e a outra, os domicílios com e sem rede pública de esgoto, sendo comum para ambas as regiões o valor estimado da elasticidade-preço da demanda de $-0,55$, e ligeiramente diferentes

nas elasticidades-renda: 0,21 para a região do semi-árido e 0,24 para fora dessa região. Nesse estudo, o sinal esperado da variável preço não foi afetado pelo problema da progressividade das tarifas porque a base de dados utilizada contemplava diversas fontes de abastecimento, com cerca de 50% das observações extraídas de fontes alternativas à rede pública de água, as quais não contemplam tarifas progressivas.

Seguindo a metodologia adotada por Andrade *et al.*, há registro na literatura nacional de dois outros estudos publicados posteriormente sobre estimações de demanda de água residencial, a saber:

a) O estudo de Mattos (1998), que emprega, além do método McFadden, duas técnicas alternativas denominadas: *i*) o método da variável instrumental, desenvolvido por Deller, Chicoine e Ramammurthy, *apud* Mattos (1998, p. 213); e *ii*) o método dos mínimos quadrados em dois estágios, utilizado por Wilder e Sillenburg, *apud* Mattos (1998, p. 215). Com uma base de dados mensais, da cidade de Piracicaba, em São Paulo, para os anos de 1993, 1994 e 1995, o estudo estimou em -0,25 a elasticidade-preço pelo método McFadden e em -0,21 e -0,19 respectivamente, pelos métodos (*i*) e (*ii*) acima mencionados; e

b) Pizaia, Machado e Jungles (2002) também desenvolveram um estudo que emprega os mesmos métodos utilizados por Mattos e ainda o dos MQO. Com uma amostra de 400 observações para o município de Londrina, no Paraná, e empregando o consumo residencial médio de um período de 24 meses – de janeiro de 1999 a dezembro de 2001 – como variável dependente, o estudo buscou se diferenciar ao apresentar os resultados por classes de renda; no entanto, muitos dos coeficientes estimados para a variável preço resultaram positivos. Mais ainda, alegando a impossibilidade de empregar o modelo funcional log-log, o estudo não apresentou qualquer estimativa referente às elasticidades.

O estudo busca então estimar funções de demanda residencial de água sob um contexto de escolhas contínuas e discretas do consumidor proporcionado pelo sistema de tarifação progressiva em bloco adotado pelas companhias de saneamento básico. Essa progressividade por faixas de consumo incentiva a formação de agrupamentos das observações em torno dos limites dessas faixas e ainda torna o preço uma variável dependente da quantidade consumida, implicando naturalmente uma violação à hipótese clássica de exogeneidade das variáveis independentes, assumida pelo método dos MQO.

Para tanto, será utilizado o modelo de dois erros que, embora considerado mais complexo, é mais apropriado para lidar com o problema da não-linearidade das restrições orçamentárias, causado pela progressividade das tarifas. Originalmente desenvolvido por Burtless e Hausman (1978), o método foi aperfeiçoado por Moffitt (1986) e passou a ser denominado modelo de escolha contínua/discreta. Além do

mais, emprega-se neste estudo uma base de dados de alcance regional, desenvolvida em 1996 pelo BNB, e cuja abrangência espacial é pioneira no país.

O trabalho é então composto por cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção refere-se ao modelo teórico geral da função de demanda sob a ótica da precificação em bloco, começando com os problemas decorrentes da aplicação direta do método dos MQO e encerrando-se com um resumo do método econométrico de máxima verossimilhança, apropriado ao presente contexto. A terceira refere-se à descrição estatística da base de dados utilizada no estudo. Na quarta seção, constam os resultados, acompanhados por uma análise econométrica sobre os parâmetros estimados. Na última, conclui-se o estudo.

2 A FUNÇÃO DE DEMANDA EM CONTEXTO DE PREÇOS EM BLOCO

No Brasil, como em diversas partes do mundo, as companhias de saneamento cobram uma tarifa única para os primeiros dez metros cúbicos de consumo de água residencial, cujo preço médio, nessa faixa de consumo, é pelo menos 30% inferior ao da faixa de consumo seguinte. Em geral, os preços marginais são crescentes à medida que o consumo passa de uma faixa para outra. A tabela 1 ilustra os preços médios apurados pela amostra do estudo do BNB (1997) para as primeiras cinco faixas de consumo mais comuns entre as companhias.

Esse esquema de discriminação de preços por faixa de consumo implica restrições orçamentárias não-lineares, que, por sua vez, invalidam o procedimento de derivação da demanda em sua forma convencional. Ignorar essa discriminação na estimação de uma função consumo resulta, segundo Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997), nas seguintes consequências:

- a) a estimação do parâmetro elasticidade-preço com sinal positivo, ao contrário do teoricamente esperado para um bem não inferior;
- b) a estimação por MQO não é suficientemente flexível para suportar tanto os valores observados do consumo situados numa faixa de consumo como aqueles situados nos pontos de descontinuidades (*kinks*) da curva de demanda; e

TABELA 1
Preço médio ponderado e faixas de consumo comumente utilizadas pelas companhias de saneamento – 1996

Faixa (m ³)	Até 10 ^a	10-15	16-20	21-30	Acima de 30
Preço (R\$/m ³)	4,40	0,58	0,75	0,83	1,01

Fonte: BNB (1997).

^a Nessa faixa, cobra-se uma tarifa fixa, independentemente do nível de consumo.

c) o método dos MQO ignora a possibilidade de agrupamento dos dados observados em torno dos pontos de descontinuidades.

Uma primeira polêmica amplamente discutida na literatura sobre a especificação da função de demanda de um bem com preços não-lineares surgiu em torno da escolha da variável relevante para representar o preço desse bem: se custo marginal ou se custo médio de provisão desse custo marginal. Graças aos argumentos persuasivos de Howe e Linaweaver (1967), *apud* Hewitt e Hanemann (1995), a partir de então o custo marginal passou a ser empregado como a variável relevante para a decisão do consumidor.

A polêmica seguinte consistiu na escolha da técnica econométrica mais apropriada para lidar com o problema da endogeneidade da variável preço na especificação econométrica. Já nos estudos de Taylor (1975) e de Nordin (1976), *apud* Hewitt e Hanemann (1995), sobre a demanda de eletricidade, foi incluída na função uma variável a mais, denominada diferença, para levar em conta o efeito transferência (*lump sum transfers*) causado pelo esquema de preços em bloco. E para solucionar o problema da aparente simultaneidade nas variáveis preço, quantidade e diferença, foram empregadas as técnicas das variáveis instrumentais e de mínimos quadrados em dois e três estágios. Os estudos de Opaluch (1982; 1984), Shin (1985) e Nieswiadomy e Molina (1989) são os exemplos mais citados na literatura internacional que passaram a adotar a variável diferença na especificação do modelo e as mencionadas técnicas.

No Brasil, o estudo de Andrade *et al.* (1995) foi o primeiro a utilizar aquela variável na estimação de demanda de água, aplicando-se, contudo, o método McFadden, correspondente a uma variação do método das variáveis instrumentais, empregado até então para resolver o problema do viés de simultaneidade causado pela tarifação em bloco.

Outro método mencionado na literatura para lidar com o problema da não-linearidade consiste em, primeiramente, proceder à linearização das restrições orçamentárias para só então aplicar a técnica dos MQO. A forma de considerar a não-linearidade deve-se a Diewert, *apud* Blomquist (1996), que propõe linearizar as restrições orçamentárias e usar como variáveis explicativas a renda virtual (intercepto) e a inclinação. Em seguida, aplica-se o método dos MQO. Ainda assim esse método gera um viés cujas estimativas são geralmente inconsistentes, causadas por erros de medição/otimização ou por heterogeneidade das preferências.

A sistematização definitiva de um método econométrico para solucionar os problemas e vieses causados pelos métodos tradicionais, quando aplicados a contextos de preços não-lineares, foi originalmente desenvolvida por Burtless e Hausman (1978).

O método de Burtless e Hausman tem a vantagem de usar informação sobre todas as restrições orçamentárias do indivíduo. Conforme será visto na subseção 2.1, o emprego desse método modifica o problema do consumidor, tornando não-lineares as restrições orçamentárias no problema de maximização da utilidade. Além do mais, o método permite que seja acrescentado um erro residual, para representar a heterogeneidade das preferências dos consumidores.

Conforme assinala Moffitt (1990, nota de rodapé 3), a heterogeneidade das preferências está presente também no problema com restrições lineares, refletindo diferenças de funções de utilidade e demanda entre os consumidores. No caso linear, contudo, admite-se que a elasticidade-preço e a elasticidade-renda são as mesmas para todos os consumidores, de forma que a referida heterogeneidade afeta somente o nível, e não os coeficientes da função de demanda.

Finalmente, deve-se ressaltar que coube a Moffitt (1986) formalizar econometricamente o modelo de Burtless e Hausman em contextos de restrições orçamentárias não-lineares. O modelo que se segue corresponde a uma versão compacta dada por Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997) para a formalização desenvolvida por Moffitt.

2.1 O problema do consumidor

Para simplificar, supõe-se que o problema do consumidor se resume a dois bens, x e m , e que um dos bens em questão, o x (água), tenha preços diferenciados para apenas duas faixas de consumo, digamos as faixas de 0 a 10 e de 11 a 15 m³/mês. Normalizando-se o preço do bem m em 1, tem-se que o consumidor deseja maximizar $U(.)$ sujeito à seguinte restrição orçamentária não-linear em x :

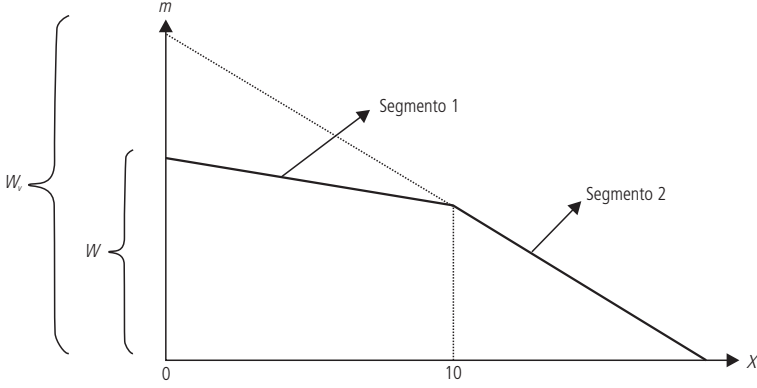
$$kp_1 + \max(x - k, 0)p_2 + m \leq w \quad (1)$$

onde k representa o ponto de descontinuidade ou quina (*kink*) na linha de preços, ou seja, 10, devido à mudança de preços entre as duas faixas de consumo, e p e w representam, respectivamente, o preço do bem e a renda do consumidor. Assume-se que o bem x seja normal, porém o seu preço em um regime de tarifação em bloco é dado por:

$$\begin{aligned} p(x) &= p_1 \text{ se } x \leq k \\ p(x) &= p_2 \text{ se } x > k \end{aligned}$$

A ilustração do conjunto orçamentário no problema (1), com $p_2 > p_1$, pode ser vista no gráfico 1, com o eixo das abscissas representando a quantidade do bem

GRÁFICO 1

Conjunto orçamentário de um consumidor que enfrenta preços crescentes em bloco

em questão, x , e no eixo das ordenadas, o montante demandado do outro bem, m .

Com isso, a expressão (1) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} kp_1 + m &\leq w && \text{se } x \leq k \\ p_2x + m &\leq w + k(p_2 - p_1) = w_v && \text{se } x > k \end{aligned} \quad (2)$$

Em que w_v é chamado de renda virtual do consumidor no segmento $x > k$, e corresponde à interseção da extrapolação da restrição orçamentária mais vertical no eixo m do gráfico 1.

Denotando-se a função de utilidade indireta do consumidor por:

$$u_I = u[w, p(x)] = u\{g[p(x), w], w - g[p(x), w]\}$$

com $g(\cdot)$ expressando a função de demanda padrão, tal que a demanda do bem x agora é dada por:

$$\begin{aligned} g(p_1, w) &\text{ se } g(p_1, w) \leq k \text{ e } u_I(w, p_1) > u_I(w_v, p_2) \\ g(p_2, w_v) &\text{ se } g(p_2, w) > k \text{ e } u_I(w_v, p_2) > u_I(w_v, p_1) \\ k &\text{ se diferente} \end{aligned} \quad (3)$$

Assim, a demanda condicional à escolha de um segmento ou do ponto de quina do bem x pode ser expressa, conforme Moffitt (1986), por:

$$\begin{aligned} x &= d_1 g(p_1, w) + d_2 g(p_2, w_v) + (1 - d_1 - d_2)k \\ d_1 &= I\{k > g(p_1, w)\} \\ d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v)\} \end{aligned} \quad (4)$$

com $I\{\cdot\}$ representando a função indicadora da expressão entre parênteses, onde se d_1 for 1, então d_2 e $(1 - d_1 - d_2)$ assumem o valor 0, assim como se $d_2 = 1$, então, $d_1 = (1 - d_1 - d_2) = 0$.

O comportamento de x frente a variações em p ou em w na expressão (4) pode ser observado tomando-se a derivada primeira de x com respeito a p_1 , p_2 e w , tal que, mantendo-se constantes d_1 e d_2 e dado que $w_v = w + k(p_2 - p_1)$, tem-se:

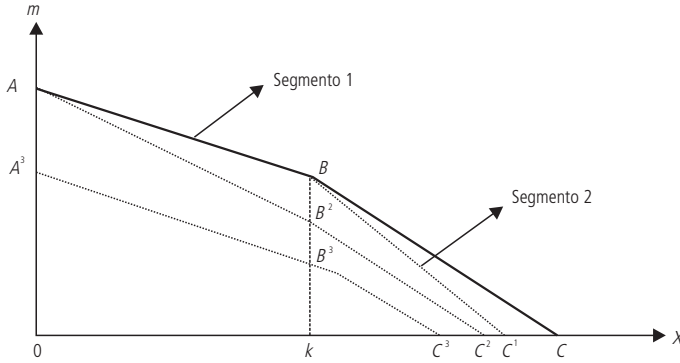
$$\begin{aligned} \partial x / \partial p_1 &= d_1 g_1(p_1, w) - d_2 g_2(p_2, w_v)k \leq 0 \\ \partial x / \partial p_2 &= d_2 [g_1(p_2, w_v) + g_2(p_2, w_v)k] \leq 0 \\ \partial x / \partial w &= d_1 g_2(p_2, w) + d_2 g_2(p_2, w_v) \geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

tal que o subíndice i ($i = 1, 2$) em $g_i(\cdot)$ expressa a derivada dessa função com respeito ao primeiro ou ao segundo argumento. O que diferencia as condições em (5) daquelas obtidas por uma função de demanda linear ordinária é a possibilidade de um efeito nulo sobre x por uma variação em p_1 , p_2 ou em w sempre que x for igual a k , ou seja, $d_1 = d_2 = 0$.

Uma compreensão gráfica das condições (5) é dada no gráfico da restrição orçamentária apresentado por Moffitt (1986, p. 319) reproduzido no gráfico 2 para o presente contexto, com o preço do bem x diferenciado por faixas de consumo.

O gráfico 2 ilustra os efeitos de variações em p_1 , p_2 e w . Inicialmente a área correspondente ao conjunto orçamentário é definida pelos pontos $OABC$. Quando ocorre uma variação positiva em p_1 , $dp_1 > 0$, a área se reduz a OAB^2C^2 . Com $dp_2 > 0$, a área se restringe a $OABC^1$, enquanto para $dw < 0$, a área se reduz a $A^3B^3C^3$. Com isso, observa-se que o efeito nulo pode ocorrer tanto para uma variação positiva em p_1 , $dp_1 > 0$, como com $dw < 0$, onde o consumidor pode escolher uma alocação no ponto de quina (k), enquanto no caso de $dp_2 > 0$, o consumidor pode escolher uma alocação tanto no primeiro segmento como na quina. Vale destacar que alocações no primeiro segmento não são afetadas por variações em p_2 e vice-versa.

GRÁFICO 2

Variações na restrição orçamentária**2.2 A especificação econométrica do modelo de preços em bloco**

Considerando-se que a precificação crescente em bloco preserva a propriedade de convexidade do conjunto orçamentário, a especificação econométrica para o modelo de Burtless e Hausman com dois erros é então dada por:

$$\begin{aligned}
 x &= d_1 g[(p_1, w) + \eta] + d_2 g[(p_2, w_v) + \eta] + (1 - d_1 - d_2)k + \varepsilon \\
 d_1 &= I\{k > g(p_1, w) + \eta\} \\
 d_2 &= I\{k < g(p_2, w_v) + \eta\}
 \end{aligned} \tag{6}$$

onde o termo estocástico η foi acrescentado para levar em consideração a heterogeneidade nas preferências do consumidor, ou seja, para representar, como já assinalado, diferenças nas funções de utilidade e de demanda entre indivíduos para uma dada especificação de família de funções. Enquanto ε é o tradicional erro de medição ou omissão das variáveis explicativas, ou ainda de otimização do modelo, no sentido de que a unidade de consumo toma a decisão para maximizar sua utilidade ao consumir um nível particular de x sob pleno conhecimento das preferências, mas o nível real ou observado pode diferir. Portanto, ε surge subsequentemente ao erro da heterogeneidade das preferências. Ambos os termos residuais são comumente assumidos como independentes e normalmente distribuídos, ou seja, $\text{cov}(\eta, \varepsilon) = 0$, $\eta \sim N(\mu_\eta, \sigma_\eta)$ e $\varepsilon \sim N(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$.

A expressão (6) também pode ser especificada em termos de logaritmos desde que seja apresentada da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 x &= \left[d_1 g(p_1, w) e^\eta + d_2 g(p_2, w_v) e^\eta + (1 - d_1 - d_2) k \right] e^\varepsilon \\
 d_1 &= I \{ k > g(p_1, w) e^\eta \} \\
 d_2 &= I \{ k < g(p_2, w_v) e^\eta \}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Aplicando o logaritmo à primeira equação em (7), tem-se:

$$\begin{aligned}
 \log(x) &= \log \left\{ d_1 g(p_1, w) e^\eta + d_2 g(p_2, w_v) e^\eta + \right. \\
 &\quad \left. + (1 - d_1 - d_2) k \right\} + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{8}$$

Lembrando-se que, se um dos termos d_1 , d_2 ou $(1 - d_1 - d_2)$ for 1, logo, pela função indicadora os outros termos são todos 0. Então, substituindo na equação (6) os termos x , k e $g(\cdot)$ pelos seus valores expressos em log, obtém-se:

$$\begin{aligned}
 \log(x) &= d_1 \{ \log[g(p_1, w)] + \eta \} + d_2 \{ \log[g(p_2, w_v)] + \eta \} + \\
 &\quad + (1 - d_1 - d_2) \log(k) + \varepsilon \\
 d_1 &= I \{ \log(k) > \log[g(p_1, w)] + \eta \} \\
 d_2 &= I \{ \log(k) < \log[g(p_2, w_v)] + \eta \}
 \end{aligned} \tag{9}$$

A equação $x = k$ em (6) ou $\log(x) = \log(k)$ em (9), ignorando-se o termo ε , ocorrerá sempre que d_1 e d_2 forem ambos 0. É com essa possibilidade que o modelo de Burtless e Hausman difere das outras técnicas, ao permitir uma flexibilidade para o caso de os valores observados do consumo de água se concentrarem em torno dos pontos de descontinuidades.

Finalmente, para estimar por máxima verossimilhança a especificação estocástica com dois erros dada em (9), faz-se necessário derivar a função de log-verossimilhança, o que pressupõe conhecimento sobre as distribuições $f_{\varepsilon, \eta}(\eta, \varepsilon)$ e

$g_{\eta + \varepsilon, \varepsilon}(\eta + \varepsilon, \varepsilon)$. E como a $cov(\eta, \varepsilon) = 0$, então, $f_{\varepsilon, \eta}(\varepsilon, \eta) = f_{\varepsilon}(\varepsilon) \cdot f_{\eta}(\eta)$. Uma derivação heurística dessa função pode ser vista em Moffitt (1986). Apresenta-se a seguir a versão que será empregada neste estudo, encontrada em Hewitt e Hanemann (1995), e considerando-se o contexto até aqui admitido, ou seja, dois segmentos de consumos diferenciados pelo nível de preços (com $p_2 > p_1$, que preserve a convexidade da restrição orçamentária), um ponto de quina e a especificação estocástica da função de demanda com dois termos de erros, o de mensuração ou maximização e o de heterogeneidade das preferências.

$$\text{Log}L = \log \ell(\theta, \varepsilon, \eta) = \log \left[\prod_{i=1}^n L_i(.,.) \right], \text{ com}$$

$$L_i(\theta, \varepsilon, \eta) = S_{1,i}(\theta, \varepsilon, \eta) + S_{2,i}(\theta, \varepsilon, \eta) + K_i(\theta, \varepsilon, \eta)$$

De forma que:

$$S_{1,i} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-w_1^2/2)}{\sigma_v} \Phi(r_1) \text{ probabilidade de escolha do segmento 1;}$$

$$S_{2,i} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-w_2^2/2)}{\sigma_v} [1 - \Phi(r_2)] \text{ probabilidade de escolha do segmento 2;}$$

$$K_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-u^2/2)}{\sigma_{\varepsilon}} [\Phi(t_2) - \Phi(t_1)] \text{ probabilidade de escolha do ponto}$$

de quina, tal que:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = \sum_{tudo} \log \left\{ \frac{\exp(-w_1^2/2)}{\sigma_v} \Phi(r_1) + \frac{\exp(-u^2/2)}{\sigma_{\varepsilon}} [\Phi(t_2) - \Phi(t_1)] + \right. \\ \left. + \frac{\exp(-w_2^2/2)}{\sigma_v} [1 - \Phi(r_2)] \right\} \end{aligned} \quad (10)$$

Assim,

$\text{Log}L$ representa a função de log-verossimilhança;

$$v = \eta + e;$$

$\theta v = (\alpha_0, \dots, \alpha_N)$ representa o vetor de parâmetros para a função $x(p, w)$;

$$w_j = (\log x - \log \tilde{x}_j) / \sigma_v \quad j = 1, 2 \text{ (número de faixas de consumo)};$$

$$t_j = (\log k - \log \tilde{x}_j) / \sigma_\eta \text{ (número de faixas de consumo)};$$

$$\log \tilde{x}_j = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1 \log p_1 + \alpha_2 \log w_{v1} + \alpha_3 Z & \text{se } j = 1 \text{ (segmento 1);} \\ \alpha_0 + \alpha_1 \log p_2 + \alpha_2 \log w_{v2} + \alpha_3 Z & \text{se } j = 2 \text{ (segmento 2);} \end{cases}$$

$$r_j = (t_k - \rho w_j) / \sqrt{1 - \rho^2} \text{ (número de faixas de consumo)};$$

$$u = (\log x - \log k) / \sigma_\varepsilon;$$

$$\sigma_v = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2}; \text{ e}$$

$$\rho = \sigma_\eta / \sigma_v$$

A somatória na expressão (10) é sobre todas as observações, sendo Φ a função de distribuição acumulada normal padrão. A ausência do termo $(2\pi)^{-1/2}$ nessa expressão para a função de densidade de probabilidade é em função de esse termo não afetar o resultado da maximização da função de verossimilhança.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

3.1 A fonte dos dados

Os dados empregados neste estudo correspondem à subamostra do consumo de água residencial por rede pública de abastecimento. Essa subamostra integra o já mencionado estudo do BNB (1997), que estimou uma série de funções de demanda residencial de água e de índices de custo-eficiência para projetos de esgotamento sanitário na região Nordeste, destinado a proporcionar parâmetros para o dimensionamento e a avaliação econômica de projetos de saneamento nessa região.

Os trabalhos de coleta de dados do estudo do BNB foram realizados no final de 1996 e contemplam uma amostra de 824 questionários, sendo 486 aplicados em domicílios ligados à rede pública e os outros 328 em domicílios abastecidos por carro-pipa, poço com bomba, busca e compra. O questionário abrange 62 perguntas, incluindo, além da quantidade e dos tipos de fontes de consumo, a caracterização física dos domicílios, a renda, a escolaridade, o número dos moradores no domicílio, a ocorrência de doenças e a infra-estrutura pública existente no domicílio.

O plano amostral da pesquisa segmentou os municípios do Nordeste e do norte do Estado de Minas Gerais em quatro estratos a partir de dados socioeconômicos extraídos do Censo Demográfico de 1991. Posteriormente, foi calculado o tamanho da amostra com base na teoria da amostragem aleatória estratificada, classificando-se os dez estados da área de estudo em quatro categorias, de acordo com a predominância dos estratos formados em cada um. Para selecionar os domicílios, primeiro selecionou-se um estado em cada classe e, em seguida, alguns dos seus municípios, de tal forma a contemplar o tamanho da amostra calculado para cada estrato. Finalmente, foi considerada, também, a representatividade dos municípios em região litorânea ou no interior do Nordeste, resultando numa regionalização fisiográfica que classificava os municípios dentro e fora do semi-árido nordestino.

A tabela 2 ilustra o número de entrevistas realizadas por municípios e por área de abastecimento.

TABELA 2

Número de entrevistas por municípios e área pesquisada

Município	Entrevistas em área		Total
	Rede pública	Outras fontes	
Santa Inês (MA)	8	8	16
Presidente Dutra (MA)	8	8	16
São Bernardo (MA)	26	25	51
São Luís (MA)	7	8	15
Francinópolis (PI)	24	23	47
Picos (PI)	7	7	14
Araripina (PE)	7	7	14
Terra Nova (PE)	7	7	14
Sobradinho (BA)	0	14	14
São Pedro do Piauí (PI)	23	24	47
Tracunhaém (PE)	35	34	69
Escada (PE)	39	30	69
Uruçuca (BA)	7	16	23
Itagi (BA)	69	0	69
Jaguaquara (BA)	32	34	66
Santo Antônio de Jesus (BA)	7	6	13
Cruz das Almas (BA)	8	5	13
Salvador (BA)	61	61	122
Riacho de Santana (BA)	70	0	70
Cotegipe (BA)	20	0	20
Barreiras (BA)	21	21	42
Total	486	338	824

Fonte: BNB (1997).

3.2 Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

As estatísticas descritivas para as variáveis socioeconômicas utilizadas e que se mostraram relevantes na especificação da função de demanda residencial de água estão apresentadas na tabela 3.

TABELA 3
Estatísticas descritivas das variáveis explicativas empregadas

Estatística	Preço médio (R\$/m³)	Preço marginal (R\$/m³)	Renda (R\$)/ familiar/mês	Tempo de moradia (anos)	Número de cômodos do domicílio	Idade do chefe de domicílio (anos)
Média	0,65	0,58	721,12	16,58	5,37	17,72
Máximo	1,01	2,29	6.000,00	75,00	16,00	88,00
Mínimo	0,44	0,00	40,00	1,00	2,00	0,60
Desvio-padrão	0,19	0,51	906,78	12,87	1,93	11,17
Skewness	0,38	0,44	2,99	0,93	1,61	1,99
Kurtosis	1,91	2,49	14,47	3,67	6,73	8,67
Jarque-Bera	35,72	20,95	3.387,30	78,23	490,84	969,50
Probabilidade	0,000	2,8E-05	0,000	0,000	0,000	0,000
Número de observações	486	486	486	486	486	486

Fonte: Elaboração do autor.

Em relação às variáveis relacionadas na tabela 3 fazem-se as seguintes considerações:

a) O preço médio do metro cúbico de água foi obtido pela divisão do valor da conta mensal de água pelo número de metros cúbicos consumidos de água, enquanto o preço marginal do metro cúbico de água corresponde ao valor da tarifa na última faixa de consumo, também em reais/metro cúbico. Teoricamente a correlação esperada entre consumo e preço é negativa.

b) A renda corresponde à renda familiar mensal do domicílio, em reais/mês. Para um bem normal, espera-se uma correlação positiva entre renda e consumo de um bem.

c) O tempo de moradia, expresso em número de anos, é computado desde a data em que o morador passou a ocupar o domicílio. Essa variável pode representar uma *proxy* da variável número de pessoas na família; com efeito, espera-se que as famílias que habitam um imóvel há mais tempo sejam mais consolidadas, implicando uma correlação positiva com o consumo de água.

d) O número de cômodos pode ser interpretado tanto como uma variável *proxy* do número de pessoas na família como também um indicador de riqueza, portanto apresenta uma correlação positiva com o consumo de água.

e) A idade refere-se à idade média do chefe de domicílio. Normalmente, emprega-se o quadrado dessa variável como forma de representar a taxa crescente no consumo domiciliar de água, uma vez que, à medida que o chefe domiciliar envelhece, cresce o número de membros no domicílio. Portanto, espera-se uma correlação positiva entre idade e consumo de água.

Como afirmado anteriormente, sempre que um bem é tarifado em bloco, o preço do mesmo se torna uma variável endógena, o que viola o suposto de exogeneidade das variáveis explicativas de uma função de demanda no modelo clássico de regressão. Outro problema decorrente desse sistema de tarifação é o agrupamento de observações em torno dos pontos de mudança de faixas de consumo. A tabela 4 confirma esse problema ao mostrar a preponderância relativa das escolhas dos consumidores nos pontos de quina da amostra utilizada neste estudo.

Observa-se na tabela 4 que, entre os 163 consumidores situados na faixa de consumo mensal de água até 10 m³, 105 se localizam no extremo superior da faixa, e comportamento idêntico se verifica nas faixas seguintes, que têm como extremos superiores os pontos, 15, 20 e 30.

TABELA 4

Distribuição da variável consumo por faixa de consumo

Faixa de consumo (m ³)	Quantidade de domicílios	Frequência relativa (%)	Frequência acumulada (%)
$0,6 \leq x < 10$	58	11,93	11,93
$x = 10$	105	21,60	33,53
$10 < x < 15$	77	15,84	49,38
$x = 15$	27	4,94	54,32
$15 < x < 20$	63	12,96	67,28
$x = 20$	22	4,53	71,81
$20 < x < 30$	76	15,64	87,45
$x = 30$	10	2,06	89,51
$30 > x \geq 88$	51	10,49	100,00
Total	486	100,00	100,00

Fonte: Elaboração do autor.

4 RESULTADOS**4.1 Resultados da estimação pelo método dos mínimos quadrados ordinários**

Busca-se, com este primeiro resultado, apenas ilustrar uma das inconsistências do emprego do método dos MQO na estimação de funções de demanda em contexto de tarifas não-lineares, ou seja, a inversão do sinal teoricamente esperado numa relação preço-quantidade. Para isso, foi estimado um modelo de regressão linear da demanda de água em função do preço marginal da água e da renda domiciliar na forma funcional log-log com o emprego dos pacotes estatísticos EvIEWS e SPSS.

O resultado dessa regressão está ilustrado na tabela 5. Em que pese o alto grau de ajustamento do modelo, medido pelo R^2 ajustado em 82,1%, e da relevância estatística das variáveis explicativas, demonstrada pela estatística-t, o sinal

TABELA 5

Estimativas da função de demanda de água pelo método dos mínimos quadrados ordinários

Estatística	Constante	Preço marginal da água	Renda do domicílio
Coefficiente	3,579	2,176	0,035
Erro-padrão	0,023	0,051	0,013
Estatística-t	157,082	42,359	2,826
R^2		0,818	
R^2 ajustado		0,821	
Variável dependente: log do consumo de água por rede pública			

Fonte: Elaboração do autor.

da estimativa do coeficiente da variável preço, no caso a elasticidade-preço da demanda, resultou positivo, em 2,176, em contradição direta com o sinal negativo, esperado para essa relação.

4.2 Resultados da estimação pelo método de Burtless e Hausman

Para chegar aos resultados, empregando o método Burtless e Hausman, faz-se necessário adicionar os seguintes esclarecimentos:

a) A base de dados referente ao consumo por rede de abastecimento de água foi ordenada de forma crescente, estabelecendo-se, em seguida, cinco segmentos de consumo e quatro pontos de quina de acordo com as faixas de consumo empregadas pelas companhias de água mencionadas na tabela 1.

b) A variável renda foi substituída pela variável renda virtual, w_v , dada por $w_{vi} = w_i + k_{ij}(p_{ij} + 1 - p_{ij})$, onde i indexa a observação e j , as faixas de consumo consideradas no estudo, em conformidade com o que foi especificado na seção 2 deste estudo.

c) Além da renda virtual, foram geradas séries de preços considerando-se o valor médio da conta (preço médio da água) e o preço marginal por segmento de consumo. Com o emprego deste último, a amostra se reduziu a quatro segmentos, dado que a primeira faixa de consumo (0 a 10 m³) apresenta custo marginal nulo (tarifa fixa).¹

d) A preparação e a descrição estatística da base de dados foram processadas predominantemente através do pacote estatístico SPSS. Enquanto os modelos de regressão foram estimados pelo pacote Eviews (máxima verossimilhança, método Marquardt), utilizando-se dos recursos *program* e *maximum likelihood object*.²

e) Os valores iniciais dos parâmetros requeridos pelo método de máxima verossimilhança foram extraídos do modelo dos MQO, constantes na tabela 5, exceto aqueles referentes à variável preço, devido ao problema de inversão do sinal obtido, e ao erro de heterogeneidade, que não é estimado por MQO. Sendo -0,802 e 0,370, respectivamente, os valores por *tatonement* da elasticidade-preço e da heterogeneidade das preferências postulados para o processamento de maximização da função de verossimilhança empregada.

f) Com exceção da variável *dummy*, todas as demais foram expressas pelos seus logaritmos naturais.

1. Além das 163 observações que integravam a faixa de consumo com custo marginal nulo, foi excluído um *outlier*, no valor de 88 m³, por destoar significativamente dos demais valores.

2. O leitor interessado em conhecer a sequência dos comandos utilizados no estudo para a regressão por máxima verossimilhança no Eviews pode solicitá-la através do e-mail jamendoza@uol.com.br.

Os resultados principais da estimação da função de demanda de água residencial, empregando o modelo de escolha discreta/contínua de Burtless e Hausman com dois erros, estão apresentados nas tabelas 6 e 7, sucedidos por uma análise sobre os resultados obtidos.

A tabela 6 é a reprodução do relatório de saída para as melhores estimativas dos parâmetros de regressão empregando-se o método de Burtless e Hausman, aqui denominado modelo I.

A adição de outras variáveis explicativas, como o número de pessoas ou o número de cômodos no domicílio, na especificação funcional do modelo I não foi possível porque os resultados das estatísticas-z não somente as invalidavam, enquanto variáveis explanatórias, como também terminavam por invalidar, em algumas simulações, as variáveis teoricamente mais relevantes no modelo: o preço marginal e a renda virtual. Um resultado provavelmente decorrente da alta correlação entre a renda e o número de cômodos ou entre este e o número de pessoas, verificada nas simulações descartadas dos resultados da tabela 1, de MQO, por meio dos critérios *stepwise* de seleção de variáveis do pacote econométrico SPSS.

Também não se logrou êxito com a introdução no modelo I de uma variável *dummy* a mais – que valia 1 quando o domicílio estava ligado à rede de esgoto, e 0 para os demais casos –, com o objetivo de capturar a restrição de consumo imposta pela ausência de esgotamento no domicílio. A adição da variável impediu o processamento de maximização da função de verossimilhança no pacote Eviews.

TABELA 6

Estimação da função de demanda de água: modelo I – função com intercepto

Variáveis	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-z	Probabilidade
Constante	1,989894	0,155125	12,82764	0,0000
Preço marginal	-1,007753	0,059472	-16,94507	0,0000
Renda virtual	0,081290	0,024496	3,318503	0,0009
<i>Dummy</i> semi-árido	-0,045420	0,039405	-1,152637	0,2491
Erro de heterogeneidade	-0,071721	0,044732	-1,603366	0,1089
Erro de especificação	0,188387	0,027855	6,763093	0,0000
Log-verossimilhança	-688.5904	Critério de Info Akaike		4,314226
Log-verossimilhança média	-2,138479	Critério de Schwarz		4,384559
Número de coeficientes	6	Critério de Hannan-Quinn		4,342305

Fonte: Elaboração do autor.

Na tabela 7, ilustram-se os resultados da estimação para o modelo funcional sem intercepto, o modelo II. Essa nova especificação foi intencional e possibilitou a convergência do processo de maximização da função de máxima verossimilhança com até três variáveis socioeconômicas adicionais: número de cômodos, tempo de moradia e a idade do chefe domiciliar, esta última tomada ao quadrado. Mas novamente não foi possível introduzir o número de pessoas no domicílio como variável explicativa do modelo por também impedir o processo de maximização da função, possivelmente pela dada correlação dessa variável com o número de cômodos.

Embora se reconheçam os problemas decorrentes da regressão sem intercepto,³ empregada no modelo II, assinala Gujarati (2000, p. 149) que “às vezes, a teoria subjacente impõe a ausência do termo do intercepto no modelo”. Além do modelo de precificação de ativos de capital – Capital Asset Price Model (CAPM) –, o autor cita como exemplo que pode se apropriar do modelo de intercepto zero a hipótese de Milton Friedman de renda permanente segundo a qual o consumo permanente é proporcional à renda permanente. Hipótese similar ocorre com o emprego da variação do excedente do consumidor como *proxy* da variação compensadora, em análise de viabilidade econômica de projetos de abastecimento de água. A fim de não limitar a disponibilidade a pagar do consumidor para um

TABELA 7

Estimação da função de demanda de água: modelo II – função sem intercepto

Variáveis	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-z	Probabilidade
Preço marginal	-0,959679	0,083361	-11,51229	0,0000
Renda virtual	0,151021	0,034156	4,421577	0,0000
Tempo de moradia	0,038623	0,036475	1,058876	0,2897
Idade do chefe de domicílio	0,160962	0,026217	6,139649	0,0000
Número de cômodos	0,216384	0,113775	1,901860	0,0572
Erro de heterogeneidade	-0,175961	0,102665	-1,713939	0,0865
Erro de especificação	-0,244876	0,059049	-4,147000	0,0000
Log-verossimilhança	-273,0000	Critério de Info Akaike		-1,652174
Log-verossimilhança média	0,847826	Critério de Schwarz		-1,570118
Número de coeficientes	7	Critério de Hannan-Quinn		-1,619415

Fonte: Elaboração do autor.

3. Os problemas mais comuns em regressão pela origem são: a) erro de especificação, caso o verdadeiro modelo contemple intercepto; e b) não comparabilidade do coeficiente de determinação convencional do modelo com intercepto, com o R^2 bruto, possível de ser utilizado em regressão pela origem.

bem essencial à vida, costuma-se empregar nessa análise a função de demanda de água sem o intercepto.⁴

Em termos de significância das variáveis explanatórias, as estatísticas-*z* revelam que apenas as variáveis *dummy* para o semi-árido, na tabela 6, e tempo de moradia, na tabela 7, não se mostraram individualmente relevantes no modelo, uma vez que os valores calculados de *z* não permitem a rejeição da hipótese nula sobre os coeficientes estimados dessas duas variáveis, considerando-se os níveis de significância de até 10%.

Em ambos os modelos, a hipótese nula sobre o parâmetro erro de heterogeneidade das preferências do consumidor somente pode ser rejeitada para níveis de significância relativamente altos, 10,9% no primeiro caso e 8,6% no segundo. Em outras palavras, com níveis de significância abaixo desses patamares, usualmente 5%, não se verificam diferenças significativas entre as funções de utilidade dos consumidores estudados, o que fortalece o argumento de que tais diferenças afetam apenas o nível e não a inclinação da função estimada.

Quanto ao erro de especificação, rejeita-se, em ambos os modelos, a hipótese nula para o valor médio do parâmetro estimado, ou seja, mesmo que a unidade de consumo tenha pleno conhecimento das preferências, ao maximizar sua função de utilidade, ainda pode haver, como esperado, erro de omissão de variáveis ou ainda de medição, decorrente, por exemplo, de diferença entre o consumo observado e o efetivamente realizado.

Em termos da magnitude da elasticidade-preço da demanda, ambas as regressões chegam a um valor modular próximo da unidade, de $-1,0078$ no modelo I e $-0,9597$ no II. Portanto, um valor modular acima tanto do intervalo obtido por Nieswiadomy e Molina (1989), de $[-0,9; -0,3]$, quanto do obtido por Andrade *et al.* (1995), de $[-0,6247; -0,1652]$, estudos nos quais empregaram variáveis instrumentais como métodos de estimação. Mas a magnitude dos valores aqui estimados encontra-se, contudo, abaixo daquela obtida por estudos que utilizaram o mesmo método de máxima verossimilhança empregado. Lembrando que Hewitt e Hanemann (1995) estimaram entre $-1,63$ e $-1,57$ o intervalo da elasticidade-preço, enquanto o valor médio obtido por Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997) foi de $-1,28$.

Diferentemente dos resultados aproximados obtidos na elasticidade-preço, os valores estimados nos dois modelos para a elasticidade-renda divergiram um do outro: $0,08129$ no modelo I e $0,15102$ no II. Cabe assinalar que esses valores excedem o intervalo estimado por Rietvel, Rouwendal e Zwart (1997), de

4. No manual do Simulador de Obras Públicas (Simop), um guia do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), essa recomendação é atendida com o emprego da curva de demanda com elasticidade-preço constante, tipo III.

[0,046; 0,052], mas estão abaixo do valor estimado por Hewitt e Hanemann (1995), de 0,18.

Conforme Moffitt (1986, p. 326), a razão entre a variância estimada do termo residual da heterogeneidade e a do erro de mensuração fornece um indicativo do grau de agrupamentos das observações em determinados pontos de uma base de dados. Para esse fim, foi realizada uma nova simulação, a partir do modelo I, em que a variável preço marginal foi substituída pelo preço médio. Retoma-se com isso a faixa de consumo de até 10 m³ da base de dados, na qual 21,6% das suas observações situam-se nesse limite, conforme mostrado na tabela 4. O valor dessa razão para essa nova simulação foi calculado em 14,68, confirmando-se o acentuado grau de agrupamento dos dados no presente estudo. Para os resultados dos modelos I e II, os valores obtidos para essa razão foram, respectivamente, de 2,58 [= (0,044732/0,027855)²] e 3,02 [= (0,102665/0,059049)²], indicando ainda a presença de agrupamentos, quando comparados com os valores catalogados por Moffitt (1986, p. 325, tabela 1), que variam de 1,2 a pouco acima de 10.

Finalmente, cabe fazer alguns comentários sobre as demais estatísticas aportadas pelo pacote Eviews com o método de máxima verossimilhança:

a) A convergência no modelo foi alcançada após a quinta interação no modelo I e após a quinquagésima no modelo II, com as contribuições de cada observação somando -688,59 no modelo I e -273 no modelo II. Empregou-se o algoritmo de Marquardt (configuração padrão do Eviews) para a maximização da função de log-verossimilhança.

b) A estatística de log-verossimilhança média corresponde à divisão da função valor maximizada pelo número de observações da amostra que no modelo I corresponde a -2,138479 (= -688,6/322).

5 CONCLUSÕES

Neste estudo, foi utilizada uma versão discreta do modelo Burtless e Hausman para estimar funções de demanda de água residencial em contextos de esquemas tarifários crescentes com a faixa de consumo. Tais contextos tendem naturalmente a caracterizar a distribuição de consumo do bem por agrupamentos (*clusterings*) de observações em torno dos limites das faixas de consumo. Essa tendência foi observada com a distribuição empírica da base de dados empregada neste estudo, com os limites pontuais 10, 15, 20 e 30 respondendo, respectivamente, por 21,6%, 4,94%, 4,53% e 2,06% do total das observações (486). Tal comportamento pode ser explicado como uma estratégia do consumidor de evitar pagar sua alocação de consumo pelo preço maior da faixa subsequente, muito embora a conta de água seja calculada pelo somatório dos custos do consumo de cada faixa, exceto na primeira faixa (até 10 m³), onde se cobra um valor fixo, qualquer que seja o consumo.

As implicações de uma distribuição do consumo com tal característica são, para efeito de estimação de funções pelo método dos MQO, fatais – tanto em termos de quebra do suposto de independência das variáveis explicativas, quanto em termos de inversão do sinal negativo esperado para o parâmetro elasticidade-preço. Isso foi claramente constatado no presente estudo, cuja aplicação direta daquele método resultou numa elasticidade-preço da demanda positiva de 2,176.

A solução apropriada para enfrentar estruturas de preços em bloco veio com o sofisticado método desenvolvido por Burtless e Hausman (1978). Ao empregar a técnica de estimação por máxima verossimilhança, esses autores construíram um modelo de escolha contínua/discreta suficientemente flexível para suportar agrupamentos de observações. Para tanto, o método adiciona em sua especificação estocástica dois termos residuais, um representando o tradicional erro de mensuração (ou de especificação) e o outro para levar em conta a heterogeneidade das preferências dos consumidores, explicada por variáveis sociodemográficas que vão além do preço e da renda.

A aplicação do modelo de Burtless e Hausman na estimação de funções consumo de água no país resultou numa elasticidade-preço da demanda constante e aproximadamente unitária, o que significa dizer que aumentos percentuais da tarifa de água resultam em reduções percentuais equivalentes no consumo. Tal valor situa-se dentro dos intervalos de elasticidade-preço do consumo de água mencionados em estudos internacionais que empregaram o referido modelo, os quais têm se mostrado notadamente acima dos intervalos estimados nos estudos que utilizaram o método das variáveis instrumentais.

Ainda que não se tenha logrado êxito na estimação da elasticidade-preço da demanda como função da renda, o valor unitário obtido para esse parâmetro proporciona uma explicação para a queda do consumo de água dos consumidores de maior poder aquisitivo, ocorrida concomitantemente com a política de recomposição tarifária no setor de saneamento, implementada a partir da segunda metade dos anos 1990. Essa redução do consumo vinha sendo explicada pela tendência secular de redução no tamanho das famílias. Mas como essa tendência também está presente na população de baixa renda e esta não reduziu seu consumo tanto quanto as classes mais favorecidas – as mais afetadas pelo aumento das tarifas – fica claro que a sensibilidade do consumidor à variação no preço da água era maior do que a deduzida em estudos anteriores.

O fato é que a redução do consumo, decorrente do aumento das tarifas, praticamente tem anulado o efeito do esquema do subsídio cruzado atrelado à política tarifária em vigor, da qual se esperava que a taxação mais alta nas classes de maior consumo seria suficiente para compensar a perda de receitas resultante do consumo subsidiado às populações menos favorecidas. Obviamente que esse

esquema não se mostra eficaz quando o bem em questão deixa de ser inelástico, tal qual aqui constatado para o caso da água. Eis, portanto, mais um fator derivado do modelo de subsídios cruzados que vem dificultando o equilíbrio financeiro do setor de saneamento no país.

Por derradeiro, resta um desafio para um estudo seguinte: averiguar uma possível correlação positiva entre a elasticidade-preço de consumo de água por rede e a renda do consumidor, pois alguns dos fatores determinantes da magnitude dessa elasticidade intensificam-se à medida que aumenta o poder aquisitivo do consumidor, como a maior diversificação de uso da água para fins supérfluos (piscinas, jardins e máquinas de lavar) e a possibilidade de se recorrer a fontes alternativas ao abastecimento por rede pública (poços profundos ou carro-pipa).

ABSTRACT

This paper estimates residential water demand functions taking into account the increasing block rate pricing schedule usually set by water utilities. This schedule preserves the convexity of budget set but it induces the clustering of data around the kinks, as well as it makes the price variable be endogenous. To consider explicitly this problem, we use the Moffitt's (1986) discrete/continuous choice model. It is shown that price elasticity of water consumption is close to one and that the price and income are the most relevant variables in the model.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, T. A.; BRANDÃO, A. S. P.; LOBÃO, W. J. de A.; SILVA, L. Q. da. Saneamento urbano: a demanda residencial por água. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 3, p. 427-448, 1995.
- BLOMQUIST, S. Estimation methods for male labor supply functions, how to take account for nonlinear taxes. *Journal of Econometrics*, n. 70, p. 383-405, 1996.
- BNB. *Estudo de demanda de água do Nordeste e atualização dos índices de custo-eficiência de projetos de esgotamento sanitário* – Fortaleza, Estudos executados pela PBLM, 1997 (Relatório Final-Revisão 1).
- BURTLESS, G.; HAUSMAN, J. A. The effect of taxation on labour supply: evaluating the gary income maintenance experiment. *Journal of Political Economy*, n. 86, p.1101-1130, Dec. 1978.
- GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 3ª ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.
- HANKE, S.; MARE, L. Residential water demand: a pooled, time series, cross section study of Malmo, Sweden. *Water Resources Bulletin*, n. 18, p. 621-625, Aug. 1978.
- HEWITT, J. A.; HANEMANN, S. M. A discrete/continuous approach to residential water demand under block rate price. *Land Economics*, v. 71, n. 2, p. 173-192, 1995.
- MATTOS, Z. P. de B. Uma análise da demanda residencial por água usando diferentes métodos de estimação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 207-224, 1998.
- McFADDEN, D.; PUIG, C.; KIRSCHNER, D. Determinants of the long-run demand for electricity. THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION, 1977. *Proceedings...* Business and Economic Section, Part I, p. 109-113, Aug. 1977.

MOFFITT, R. The econometrics of piecewise-linear budget constraints: a survey and exposition of the maximum likelihood method. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 4, n.3, p.317-328, 1986.

_____. The econometrics of kinked budget constraints. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, n. 2, p.119-139, 1990.

NIESWIADOMY, M. L.; MOLINA, D. J. Comparing residential water demand estimates under decreasing an increasing block rates using household data. *Land Economics*, v. 65, p. 280-289, 1989.

NORDIN, J. A. A proposed modification of Taylor's demand analisys: comment. *The Bell Journal of Economics*, v. 7, n. 2, p. 719-721, 1976.

OPALUCH, J. J. Urban residential demand for water in the United States: further discussion. *Land Economics*, v. 58, p. 225-227, May 1982.

_____. A test of consumer demand response to water prices: reply. *Land Economics*, v. 60, p. 417-421, Nov. 1984.

PIZAIA, M. G.; MACHADO, B. P.; JUNGLES, A. E. A cobrança pelo uso da água bruta e a estimação da função de demanda residencial por água. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 36, n. 6, p. 847-877, 2002.

PMSS. Programa de Modernização do Setor de Saneamento, Sistema Nacional de Informação em Saneamento – *Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgoto*. Brasília, 1998.

RIETVEL, P.; ROUWENDAL, J.; ZWART, B. *Estimating water demand in urban Indonesia: a maximum likelihood approach to bloc rate pricing data*. 1997. Disponível em:<<http://www.ideas.repec.org/p/dgr/uvatin19970072.html>>. Acesso em: 11/12/2004.

SHIN, J. C. Perception of price when information is costly: evidence from residential electricity demand. *Review of Economics and Statistics*, v. 67, p. 591-598, Nov. 1985.

TAYLOR, L. D. The demand for electricity: a survey. *The Bell Journal of Economics*, v. 6, n. 1, p. 74-110, 1975.

(Originais recebidos em janeiro de 2007. Revistos em fevereiro de 2007.)

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Marcos Hecksher

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Miriam Nunes da Fonseca

Tamara Sender

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Leandro Daniel Ingelmo (estagiário)

Comitê Editorial

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES

9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50 – 6º andar (Grupo 609)

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

DESEMPREGO E QUALIFICAÇÃO: UMA ANÁLISE DOS EFEITOS IDADE, PERÍODO E COORTE
Maurício Cortez Reis e Gustavo Gonzaga

TRANSPORTE, EFICIÊNCIA E DESIGUALDADE REGIONAL: AVALIAÇÃO COM UM MODELO CGE PARA O BRASIL
Eduardo Amaral Haddad

CONVERGÊNCIA DE SALÁRIOS ENTRE AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS: CUSTO DE VIDA E ASPECTOS DE DEMANDA E OFERTA DE TRABALHO
Tatiane A. Menezes e Carlos R. Azzi

PADRÕES ESPACIAL E SETORIAL DA EVOLUÇÃO DA INFORMALIDADE NO PERÍODO 1991-2005
Lauro Ramos e Valéria Ferreira

OS EFEITOS DO AUMENTO DA LICENÇA-MATERNIDADE SOBRE O SALÁRIO E O EMPREGO DA MULHER NO BRASIL
Sandro Sacchet de Carvalho, Sérgio Firpo e Gustavo Gonzaga

DINÂMICA DA CONTA DE TRANSAÇÕES CORRENTES DO BRASIL: AVALIAÇÃO DO MODELO BÁSICO DA ABORDAGEM INTERTEMPORAL
Nelson da Silva e Joaquim Pinto de Andrade

Correspondência para a revista deverá ser endereçada à editoria de **Pesquisa e Planejamento Econômico**.

Rio de Janeiro

Av. Pres. Antônio Carlos, 51 - 10º andar

20020-010 - Rio de Janeiro - RJ

Tel.: (21) 3515-8522

Fax.: (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@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 – Rio de Janeiro

Av. Pres. Antônio Carlos, 51 - 10º andar - Rio de Janeiro - RJ - CEP 20020-010

Tel.: (21) 3515-8522 - Fax: (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve enviar duas cópias impressas do artigo, acompanhadas da sua versão eletrônica no formato do processador de textos Word 7.0 (ou superior), em um disquete, para:

Angélica Ferreira de Barros
Secretária-Executiva de PPE
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 15º andar
Rio de Janeiro, RJ, 20020-010, Brasil.
8. Instruções quanto à formatação do texto podem ser encontradas no endereço:
<http://www.ipea.gov.br/ppe>.
9. Os artigos recebidos pela revista, que estejam de acordo com as instruções acima, serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas que serão escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem eles quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; a sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a sua rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
10. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Ministério do Planejamento,
Orçamento e Gestão

