

5237

ea

USP
BIBLIOTECA

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 9 - Nº 1

Janeiro - Março 2005

ARTIGOS

OS IMPACTOS AMBIENTAIS INDUSTRIAIS DA ALCA NO BRASIL

Ronaldo Seroa da Motta

ANALYZING THE USE OF GENERALIZED HYPERBOLIC DISTRIBUTIONS TO VALUE
AT RISK CALCULATIONS

José Santiago Fajardo Barbachan, Aquiles Rocha de Farias, José Renato Haas Ornelas

THE SPATIAL PATTERN OF CRIME IN MINAS GERAIS: AN EXPLORATORY ANALYSIS

Eduardo Simões de Almeida, Eduardo Amaral Haddad, Geoffrey J. D. Hewings

A ANÁLISE DOS REGIMES DE TAXA DE CÂMBIO PARA O MERCOSUL BASEADA
NO BEM-ESTAR

Divanildo Triches

DETERMINANTES DA TAXA DE CÂMBIO REAL, TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS:
UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL

Ailton Braga

PARIDADES DAS TAXAS DE CÂMBIO (FX) NOS MERCADOS EMERGENTES

Joe Akira Yoshino, Silvio Ricardo Micheloto

MÉTODO DE OBTENÇÃO DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO DO PARANÁ PARA
O ANO DE 2000

Ricardo Kureski, Blas Caballero

BIBLIOTECA CENTRAL
Faculdade de Economia, Administração
Contabilidade de Ribeirão Preto - USP

18 JUL 2005

DEBATE

EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS E ÍNDICES DE CREDIBILIDADE NAS METAS DE
INFLAÇÃO: QUANDO O FORMALISMO ESCONDE FRAQUEZAS E ERROS

João Sicsú

SOBRE A MENSURAÇÃO DA CREDIBILIDADE DAS METAS PARA INFLAÇÃO

Helder Ferreira de Mendonça

ERROS, OMISSÃO E OS PROPRIETÁRIOS DO CONCEITO DE CREDIBILIDADE

João Sicsú

Assinatura

Desejo assinar a revista ECONOMIA APLICADA pelo período de um ano (quatro exemplares mais um eventual número especial).

Para tanto, envio anexo o valor de R\$ 40,00 (quarenta reais) em:

- Cheque nominal à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas , nº: _____ Banco: _____
- Ordem de pagamento ou depósito em conta corrente (anexar comprovante autenticado), à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, por meio do Bradesco, Agência Butantã, nº 104-0 - conta: 199.491-3

Solicito a remessa para:

Nome: _____

Contato: _____

Endereço: _____

Cep: _____ Cidade: _____ Est.: _____

Telefone: _____ Fax: _____ Data: ____ / ____ / ____

708122



ea

ECONOMIA
APLICADA

Vol. 9 - Nº 1

Janeiro - Março 2005

ISSN 1413-8050



ECONOMIA APLICADA

A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral dos Departamentos de Economia da FEA-RP/USP, da FEA/USP e da FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista dos editores, da Universidade de São Paulo ou da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIPE.

Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico

Esta revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões eletrônica on line e CD-ROM.

EDITORES

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br), Maria Dolores Montoya Diaz (madmdiaz@usp.br), Eliezer Martins Diniz (elmdiniz@usp.br)

CONSELHO EDITORIAL

Affonso Celso Pastore (USP), Antônio Barros de Castro (UFRJ), Cássio F. Camargo Rolim (UFPR), Cláudio Monteiro Considera (UFF), Clélio Campolina Diniz (CEDEPLAR), Denisard C. de Oliveira Alves (USP), Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando de Holanda Barbosa (FGV-UFF), Geoffrey J. D. Hewings (University of Illinois), Geraldo Sant'ana de Camargo Barros (ESALQ/USP), Gustavo Maia Gomes (IPEA), José Marcelino da Costa (NAEA/PA), José A. Scheinkman (Princeton University), Marcelo Portugal (UFRGS), Maria José Willumsen (Flórida International University), Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ), Mário Luiz Possas (UFRJ), Paulo César Coutinho (UnB), Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP), Pierre Perron (Boston University), Pedro Cezar Dutra Fonseca (UFRGS), Ricardo R. Araújo Lima (UnB), Robert E. Evenson (Yale University), Roberto Smith (UFCE), Rodolfo Hoffmann (ESALQ/USP), Rogério Studart (UFRJ), Russell E. Smith (Washburn University), Sérgio Werlang (FGV/RJ), Tomás Málaga (FGV/SP), Victor Bulmer-Thomas (University of London), Werner Baer (University of Illinois), Wilson Suzigan (Unicamp).

Secretaria: Rute Neves • Divulgação: Maria de Jesus Antunes Soares • Revisão: Eny Elza Ceotto (português)
Projeto Gráfico e Editoração: Sandra Vilas Boas • Capa: Christof Gunkel • Gráfica: Gráfica e Editora Peres Ltda.

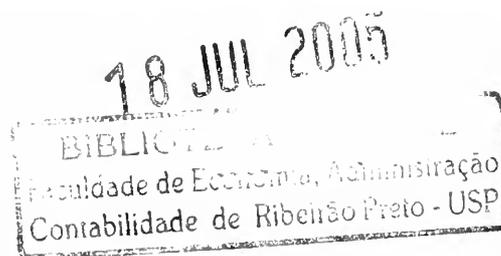
ENDEREÇO PARA CORRESPONDÊNCIA

Revista de Economia Aplicada • Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas: Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 - FEA II - Departamento de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo - SP • CEP 05508-010 • Fone: (011) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (011) 3091-6073 • E-mail: reve-cap@usp.br

ASSINATURAS

Brasil: R\$ 40,00 • Exterior: Individual - US\$ 80,00 • Instituições - US\$ 100,00 (incluído porte aéreo)
A assinatura anual dá direito a 4 números de revista ECONOMIA APLICADA e a eventuais números especiais. A revista também atende a pedidos de exemplares avulsos.

SUMÁRIO



ARTIGOS

- OS IMPACTOS AMBIENTAIS INDUSTRIAIS DA ALCA NO BRASIL
Ronaldo Seroa da Motta 5
- ANALYZING THE USE OF GENERALIZED HYPERBOLIC DISTRIBUTIONS TO
VALUE AT RISK CALCULATIONS
José Santiago Fajardo Barbachan, Aquiles Rocha de Farias, José Renato Haas Ornelas 25
- THE SPATIAL PATTERN OF CRIME IN MINAS GERAIS: AN EXPLORATORY ANALYSIS
Eduardo Simões de Almeida, Eduardo Amaral Haddad, Geoffrey J. D. Hewings 39
- A ANÁLISE DOS REGIMES DE TAXA DE CÂMBIO PARA O MERCOSUL BASEADA
NO BEM-ESTAR
Divanildo Triches. 57
- DETERMINANTES DA TAXA DE CÂMBIO REAL, TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS: UMA
APLICAÇÃO PARA O BRASIL
Ailton Braga. 77
- PARIDADES DAS TAXAS DE CÂMBIO (FX) NOS MERCADOS EMERGENTES
Joe Akira Yoshino, Silvio Ricardo Micheloto. 103
- MÉTODO DE OBTENÇÃO DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO DO PARANÁ
PARA O ANO DE 2000
Ricardo Kureski, Blas Caballero. 121

DEBATE

- EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS E ÍNDICES DE CREDIBILIDADE NAS METAS
DE INFLAÇÃO: QUANDO O FORMALISMO ESCONDE FRAQUEZAS E ERROS
João Sicsú. 139
- SOBRE A MENSURAÇÃO DA CREDIBILIDADE DAS METAS PARA INFLAÇÃO
Helder Ferreira de Mendonça 143
- ERROS, OMISSÃO E OS PROPRIETÁRIOS DO CONCEITO DE CREDIBILIDADE
João Sicsú. 147

Revista Economia Aplicada/Departamento de Economia da Faculdade de
Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo
e Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

--v. 9, n. 1(2005)- --São Paulo: FEA-RP-USP / FEA-USP / FIPE, 2005--

Trimestral

ISSN 1413-8050

1. Economia. I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade. Departamento de Economia. II. Fundação
Instituto de Pesquisas Econômicas.

CDD - 330

OS IMPACTOS AMBIENTAIS INDUSTRIAIS DA ALCA NO BRASIL

Ronaldo Seroa da Motta[§]

RESUMO

Este estudo é uma tentativa de estimar os impactos ambientais industriais devidos à ALCA no Brasil. Com base nos resultados setoriais do modelo CGE (Tourinho e Kume, 2002), estimamos as resultantes variações nos níveis de emissão de poluição e do uso de água e energia no setor industrial brasileiro devidas à ALCA. Nossos resultados são muito interessantes, pois espera-se que os impactos ambientais diretos agregados da ALCA sobre a economia brasileira sejam, em geral, de muito pouca monta e na direção de uma mais baixa intensidade na poluição do ar, em termos de material particulado e SO₂, e de usos de energia. Por outro lado, poderá ocorrer um aumento na intensidade de poluição e uso da água e nas emissões de CO₂. Estas alterações ocorrerão nos poucos setores onde já existem políticas tecnológicas e ambientais dinâmicas e motivação para atender às regras ambientais mais estritas do mercado de exportação.

Palavras-chave: acordos de comércio, impactos ambientais, equilíbrio geral.

ABSTRACT

This study is an attempt to estimate the industrial environmental impacts due to FTAA in Brazil. Based on these CGE model results from Tourinho and Kume (2002), we estimate the resulting changes of pollution emission and water and energy use levels in the Brazilian industrial sector due to FTAA. Our results are very interesting since economy-aggregate direct environmental impacts of FTAA on the Brazilian economy are expected to be, in general, very minor and in the direction of a lower air pollution intensity (particulate and SO₂) and energy uses. However, it is expected an increasing intensity in water pollution and uses and CO₂ emissions. These changes will occur in few sectors where already exist dynamic technological and environmental policies and motivation to meet export market stricter environmental rules.

Key words: trade; environmental impacts, general equilibrium.

JEL classification: F18.

* O autor agradece o apoio do North-South Center da Universidade de Miami, do Programa de Meio Ambiente e Comércio da OEA-FIDA, do World Resources Institute e de Robin Rosenberg, Nicolas Lucas, Eric Dannenmaier, Gabriela Donini, Claudia de Windt e Richard Huber. Também é grato a Cristina Yuan do Instituto Brasileiro de Siderurgia (IBS), Heitor Klein da Associação Brasileira das Indústrias de Calçados (ABICALÇADOS), Martinho Flack do Centro Tecnológico de Couro e Calçados (CTCCA) e Edmundo Klot e Paulo A.L. de Aguiar da Associação Brasileira das Indústrias de Alimentação (ABIA). Honório Kume e Yann Alves ajudaram na modelagem. Rodrigo Padilha e Mariana Scaldini assistiram-no na coleta de dados. O autor agradece também os valiosos comentários de Gilney Viana e Jorge Madeira.

§ IPEA. E-mail: seroa@ipea.gov.br

Recebido em janeiro de 2004. Aceito em dezembro de 2004.

1 INTRODUÇÃO

Presume-se que o Brasil seja um dos parceiros importantes da ALCA, e poderiam ser questionados os impactos ambientais daí resultantes. Se a ALCA for, porventura, aceita entre os países em desenvolvimento da região, ela irá necessariamente tratar das barreiras comerciais existentes nos EUA com relação a produtos agrícolas e setores industriais específicos.

Os benefícios do controle da poluição estendem-se geralmente por toda a sociedade. Os altos custos de transação da atribuição e garantia de direitos de propriedade sobre a maior parte dos bens e serviços ambientais incapacitam aqueles que sofrem os efeitos nocivos da poluição a buscarem uma total compensação contra os emissores. Este é o caso típico de uma externalidade negativa, isto é, danos a terceiros cujo preço não está sendo adequadamente capturado pelo mercado.

Se os benefícios do controle da poluição, os danos evitados, que são percebidos pelos poluidores, forem mais baixos que os respectivos custos de controle privados, os emissores não terão incentivos para controlar. Assim, o controle da poluição é um caso típico de intervenção governamental para corrigir uma falha do mercado. O paradigma clássico para as políticas ambientais baseia-se, pois, no regulador (um principal) controlando agentes privados. O descumprimento das normas e regras ditadas pelos reguladores é passível de sanções.

Segundo a obra seminal de Becker (1968) sobre o cumprimento geral de leis, a maximização do lucro faria com que os agentes iguallassem, na margem, os custos do descumprimento e do cumprimento. Os custos de cumprimento exigem que as empresas incorram em despesas para se ajustarem às normas e regras estabelecidas pela regulamentação.

Os custos do descumprimento são as sanções aplicadas à empresa que não tenha feito o ajuste exigido, e dependem do nível da sanção ponderado pela probabilidade de ser apanhado, isto é, o valor esperado da sanção. Enquanto os valores da sanção são geralmente conhecidos (valor da multa, custos de fechamento etc.), a probabilidade de ser apanhado não é diretamente observada pelas empresas. Assim sendo, os reguladores podem usar diferentes estratégias, desde baixos valores de sanção com alto nível de monitoramento, até multas altas com baixas taxas de inspeção. As empresas terão expectativas próprias quanto à probabilidade de serem apanhadas, e tomarão decisões de cumprimento diante do valor esperado dos seus custos de descumprimento. Em suma, os reguladores têm a seu dispor meios para incrementar a aplicação da regulamentação ambiental.

As empresas que cumprem a regulamentação, se comparadas àquelas sujeitas a restrições ambientais complacentes, podem perder competitividade. Seguindo este argumento, a adoção de uma regulamentação ambiental mais severa em alguns países irá, por si só, teoricamente, afetar os custos relativos internacionais e, conseqüentemente, alterar as vantagens comparativas e os padrões de comércio. Assim, em resposta à liberalização do comércio, as indústrias intensamente poluentes tenderão, em princípio, a se mudarem para os países que têm regulamentações ambientais complacentes: é a chamada hipótese do “paraíso da poluição”¹

Estudos sobre determinantes da adoção de práticas de controle ambiental na indústria brasileira, Seroa da Motta (2004) e Ferraz e Seroa da Motta (2002) indicaram que além das sanções e da pressão do público, o setor industrial estará motivado a melhorar seu desempenho ambiental sempre que este redundar em economia de custos, exigência que será necessária para ter acesso aos créditos públicos e restrições à expansão do mercado de exportação.

Desta forma, as estratégias ambientais em cada país irão equilibrar os ganhos com a melhoria da qualidade ambiental e os custos relativos à renda sacrificada da relocação das empresas, tais como perdas nas exportações e crescentes custos de importação. Em um jogo de não-cooperação,

1 “Pollution heaven” Ver, por exemplo, Copeland e Taylor (1994).

todos os países tenderão a adotar políticas ambientais complacentes, embora os padrões ambientais sejam mais fracos nos países menores onde os ganhos com a atração de novas empresas sejam mais dominantes (ver Kanbur, Keen e Wijnbergen, 1995).

A literatura empírica sobre o assunto, em sua grande maioria, não tem conseguido encontrar provas da correlação entre a decisão de localização e os padrões ambientais dos países anfitriões² (ver análises em Dean, 1992 e Zarsky, 1999). Como já foi mencionado na literatura (ver, por exemplo, Neumayer, 2001), parece que os custos da regulamentação ambiental não são, em média, significativamente excessivos e não excedem os demais custos da decisão de localização (associados com mão-de-obra, oscilações na taxa de câmbio, diferenciais tributários, transportes etc.). Repetto (1995) já observou isto quanto à economia dos EUA.

De fato, conforme indicado por Neumayer (2001), o World Bank (1998) exhibe provas de que a produção de indústrias “sujas” ocorre nos países desenvolvidos, pois elas são intensivas em capital e não são econômicas em mão-de-obra, como o que é “limpo” geralmente é.

Mesmo na ausência de consistentes evidências sobre os paraísos da poluição, o comércio é ainda freqüentemente visto como nocivo ao meio ambiente. No contexto dos acordos comerciais, este temor é ainda mais aparente e vem suscitando um intenso debate. Isto ainda constitui uma preocupação na Comunidade Européia e no NAFTA, e não poderia ser diferente na ALCA.

A remoção das barreiras comerciais dos EUA cria oportunidades para a expansão econômica dos setores agrícolas e industriais de outros países, particularmente no Brasil, onde há atividades agrícolas e industriais muito modernizadas. Esta possibilidade pode criar uma pressão adicional sobre o uso da terra e as emissões de poluição.

As questões sobre o uso da terra nos países em desenvolvimento, que resultam no desflorestamento e na degradação do solo, parecem atrair mais as atenções da opinião pública mundial do que a contaminação industrial, embora a poluição possa causar tantos danos ao bem-estar das pessoas nesses países quanto o faz nos países desenvolvidos.

O presente estudo reconhece a importância das questões do uso da terra nos problemas relacionados ao comércio, mas ele estará focalizado apenas naquelas questões associadas à poluição industrial, já que o escopo deste trabalho não pôde acomodar capacidade metodológica e disponibilidade de dados sobre questões do desflorestamento e da degradação do solo.

Assim sendo, analisaremos a forma pela qual o aumento do comércio, como se supõe com a ALCA, irá afetar o desempenho ambiental do setor industrial brasileiro. A abordagem será baseada nos resultados do modelo CGE estático de Tourinho e Kume (2002) aplicados ao Brasil quando as tarifas comerciais forem removidas de acordo com um cenário hipotético para a ALCA. Convertendo as mudanças no produto indicadas na aplicação do modelo em poluição industrial e níveis de uso de água e energia, poderemos medir os respectivos efeitos ambientais. Em suma, é um exercício bastante simples para medir os efeitos diretos do comércio em um contexto estático, embora o comportamento dinâmico das empresas não seja levado em conta pelo modelo CGE. Iremos, pois, nas outras seções, estender nossa análise sobre determinantes do investimento ambiental para oferecer outros indicadores que compensem isto.

Na próxima seção seguida apresentamos os impactos ambientais diretos da ALCA sobre a economia brasileira com base no exercício CGE calculado por Tourinho e Kume (2002), seguida das estimativas dos impactos ambientais com base nestas previsões.

Nas seções seguintes apresentamos uma breve descrição das principais iniciativas de gestão ambiental empreendidas nos setores industriais, que se supõe serem os mais beneficiados pela AL-

2 Encontram-se também tênues evidências nas empresas que mudam sua produção entre estados de um mesmo país. Ver, por exemplo, Gray e Deily (1996) e Gray e Shadbegian (2002) para o caso dos EUA.

CA, e também alguns indicadores dinâmicos do controle ambiental nesse setor. A última parte será dedicada às conclusões finais e recomendações de políticas.

2 IMPACTOS AMBIENTAIS INDUSTRIAIS DA ALCA NO BRASIL

Não será possível mensurar as várias dimensões dos impactos ambientais da ALCA na economia brasileira. Assim, como foi dito anteriormente, serão focalizados os impactos diretos a partir das mudanças nos níveis da produção industrial.

2.1 Impactos econômicos da ALCA

Nossas estimativas se baseiam nos resultados de Tourinho e Kume (2002), que aplicam um modelo estático de equilíbrio geral computável (CGE) para simular os impactos macroeconômicos da ALCA sobre a economia brasileira.³ Esta simulação também calcula as mudanças setoriais na produção, nas exportações e nas importações. Aplicando coeficientes de poluição a estes resultados setoriais podemos analisar as alterações nas emissões originadas pelos impactos comerciais diretos da ALCA no Brasil.

O modelo de Tourinho e Kume (2002) calcula os preços e quantidades de equilíbrio supondo uma competição perfeita, isto é, todos os produtores são tomadores de preços, e as decisões sobre produção, usos de insumos e comércio são tomadas dentro de um comportamento de maximização de lucros. Investimentos agregados são iguais à poupança agregada.

A mão-de-obra é móvel entre os setores, enquanto que o capital não o é, e pode tornar-se ociosa em um setor em que a produção seja reduzida. A oferta desses dois fatores é dada, pois o modelo é construído dentro de um contexto estático e, portanto, os aumentos na demanda externa (exportações) só serão possíveis com reduções no mercado interno.

As relações intersetoriais baseiam-se na matriz de insumo-produto de Leontief para 42 setores representados em coeficientes técnicos fixos e agregados macroeconômicos das Contas Nacionais.

A demanda interna de bens é atendida pela produção interna ou pela importação, seguindo um tipo de função CES (elasticidade constante), com base nos preços relativos, levando-se em conta as tarifas e as taxas de câmbio e supondo que sejam substitutos imperfeitos (elasticidades de Armington). A produção, seguindo também um tipo CES para a função de transformação, aloca-se entre as vendas internas e a exportação, segundo seus respectivos preços relativos, incluindo todos os tributos e subsídios.

Em suma, o modelo de Tourinho e Kume (2002) fornece respostas setoriais para as reduções das barreiras comerciais da ALCA em termos de mudanças nos níveis de produção, exportação e importação. O ano de referência é 1998.

Seus resultados são indicadores contrafactuais de como a economia brasileira estaria em 1998 caso a liberalização do comércio tivesse ocorrido naquele ano com a ALCA. Entretanto, como frisam os autores, esses resultados não estão levando em conta os impactos dinâmicos, tais como o progresso tecnológico e os fluxos de investimento que poderiam ocorrer com um comércio mais livre, e que constituem, muitas vezes, o maior argumento a favor dos acordos comerciais posto que amplificam os benefícios do livre comércio.

³ Os autores também fazem estimativas para um possível acordo comercial com a CE.

O cenário com a ALCA é relacionado apenas à importação dos EUA, que compreende quase 80% das importações brasileiras da região da ALCA, deixando de lado a do MERCOSUL. O modelo simula os impactos da ALCA, quais sejam:

- i. importações: reduzindo as tarifas efetivas realmente pagas que são captadas pelos números das Contas Nacionais; e
- ii. exportações: reduzindo as tarifas nominais e *ad-valorem* acima de uma taxa de 5% e mais a eliminação de tarifas *anti-dumping* e de quotas.

A Tabela 1 apresenta os impactos macroeconômicos agregados da ALCA sobre a economia brasileira.

Tabela 1 – Impactos da ALCA sobre os agregados macroeconômicos da economia brasileira (valores do ano base em R\$ de 1998 e taxas anuais simuladas em %)

Indicadores	Valor Base	ALCA (%)
Crescimento do PIB	899,8	0
Investimento	191,5	-2,8
Consumo Privado	572,4	0,6
Tarifas de Importação	6,5	-36,8
Importações	78,1	4,4
Exportações	57,5	2,4
Déficit na Conta de Bens e Serviços	20,6	10
Déficit na Balança Comercial	10,7	12,4
Déficit na Balança de Serviços	9,9	7,3
Taxa de Inflação	1,07	-0,5
Taxa de Câmbio	1,16	-2,7

Fonte: Tourinho e Kume (2002).

Como se pode ver, a ALCA, conforme simulado neste modelo, gera um déficit mais alto da conta comercial brasileira (12,4% de aumento) quando as importações sobem até 4,4% e as exportações apenas até 2,4%. Assim, o consumo privado aumenta até 0,6%. A taxa de câmbio é supervalorizada em 2,7% com um pequeno aumento de 0,5% nos preços gerais.

Como concluem os autores, os déficits comerciais poderiam ser mitigados se o fluxo de capitais para financiar os investimentos dirigidos à exportação fosse considerado como resultado do novo regime comercial da ALCA, embora este aspecto não seja captado em um modelo estático como este. Assim, estes resultados podem ser vistos como os mais conservadores.

Em termos setoriais, existem ganhadores e perdedores. A Tabela 2 indica os resultados setoriais em termos de mudanças na produção, nas exportações e nas importações.

Tabela 2 – Impactos da ALCA sobre os setores industriais brasileiros

Setores	Valor da Produção		Exportações		Importações	
	Valor base (1998 10 ⁹ R\$)	ALCA (%)	Valor base (1998 10 ⁹ R\$)	ALCA (%)	Valor base (1998 10 ⁹ R\$)	ALCA (%)
Extrativa mineral (exceto combustíveis)	7,5	-0,5	3,8	-1	0,3	1,2
Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	5,8	0	0	0	2,8	2
Fabricação de minerais não-metálicos	20,5	-1,1	0,8	2,5	0,6	0,7
Siderurgia	24,5	6,5	3,4	27,4	0,9	0,8
Metalurgia dos não-ferrosos	10,9	-2,4	1,7	-3,5	1,1	5,2
Fabricação de outros produtos metalúrgicos	23,3	-1,3	1	-1,8	1,6	5,4
Fabricação e manutenção de máquinas e tratores	26,2	-4	3,2	-6,3	7,9	6,7
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material elétrico	15,4	-0,3	1,4	-2,4	3,6	0,9
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material eletrônico	12,3	0,6	1,1	-1,1	8,2	2,4
Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	20,5	-1,7	3,3	-3	4	6,5
Fabricação de outros veículos, peças e acessórios	19,6	-1,8	4,8	-3,3	5,4	0,6
Serrarias e fabricação de artigos de madeira e mobiliário	14,1	-0,9	1,4	-3,7	0,4	7,6
Indústria de papel e gráfica	23,8	-0,2	1,8	-2,4	1,3	3,7
Indústria da borracha	7,1	-1,2	0,7	-3,9	0,8	5,4
Fabricação de elem. químicos não-petroquímicos	15,2	-1,2	0,9	-3,9	2,1	8
Refino de petróleo e indústria petroquímica	55,6	-0,1	1,6	-2,9	5,4	1,1
Fabricação de produtos químicos diversos	20,7	-0,2	0,8	-2,8	2,5	2,4
Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	15,7	0,7	0,5	-2,6	2,7	3,4
Indústria de transformação de material plástico	10,3	-0,9	0,3	-4	0,8	8,5
Indústria têxtil	17,3	1,1	1	8,9	1,7	7,7
Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	9,5	1,2	0,1	11,5	0,3	5
Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	5,3	12,7	2,1	19,8	0,3	5
Indústria do café	9,9	-1	2,3	-2,1	0	0
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	24,2	3,6	3	11,3	1	2,8
Abate e preparação de carnes	21,4	0,6	1,5	-0,2	0,3	7,4
Resfriamento e preparação do leite e laticínios	9,8	0,6	0	0	0,5	5,1
Indústria do açúcar	7,3	13,7	1,9	30,5	0	0
Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	14,7	0,2	2,6	-0,1	0,5	6,4
Outras indústrias alimentares e de bebidas	31,8	0,7	1,1	-1,1	1,4	2,9
Indústrias diversas	8,2	-4	0,6	-7,1	1,9	17
TOTAL	508,4	0,27%	48,7	2,89%	60,3	4,09%

Fonte: Tourinho e Kume (2002).

Como se pode ver, os níveis de produção de açúcar, sapatos e artigos de couro, ferro e aço e produtos vegetais (chocolate, arroz, tabaco, frutas etc.) aumentariam de 3,6% a 13,7%. As variações no aumento da exportação serão também as mais altas nesses setores, acompanhadas do setor de vestuário, que tem um desempenho semelhante. A importação também iria aumentar em vários setores industriais, como, por exemplo, o de montagem de veículos e o de madeira e mobiliário.

2.2 Impactos ambientais da ALCA

Seguindo o exercício seminal sobre os impactos ambientais diretos da liberalização do comércio da NAFTA feito por Grossman e Krueger (1993),⁴ nossas medidas são dadas pelo produto das mudanças setoriais apresentadas na Tabela 2 acima e os coeficientes setoriais de poluição e uso de recursos naturais. Com base neste simples procedimento, podemos identificar as variações dos níveis de emissão de cada setor e de toda a economia.

As estimativas foram efetuadas usando-se dois conjuntos de dados de coeficientes de poluição, a saber: do Estado de São Paulo e da EPA dos EUA (IPPS).

Somente a CETESB, do Estado de São Paulo, pode oferecer uma base de dados de fácil manuseio. Entretanto, o inventário é gradualmente atualizado através dos anos e, conseqüentemente, os números atuais referem-se, de fato, a anos anteriores. Seroa da Motta (2002) e Young (2002) puderam usar esta base de dados com números setoriais para o período 1995-97, a partir do qual calcularam as cargas de emissão setoriais “de 1996” e as relacionaram aos respectivos valores de produção setorial apresentados no Anuário Industrial de 1996 do IBGE para determinar os coeficientes setoriais.⁵

O Banco Mundial organizou o Sistema de Projeção da Poluição Industrial (IPPS), que se baseia nos dados do inventário da EPA dos EUA. Embora sejam calculados a partir de uma amostra muito ampla de indústrias e produtos, e por meio dela sejam mais tecnologicamente consistentes, a representatividade desses coeficientes tem um viés em direção ao perfil industrial dos EUA.⁶ Elaboramos nosso exercício com o IPPS com a simples finalidade de permitir uma futura comparação com outros estudos realizados para outros países que, por carecerem de parâmetros de dados internos, usam o IPPS. Neste exercício, os coeficientes do IPPS irão apenas restringir-se àqueles comparáveis aos do Estado de São Paulo, conforme apresentado no Quadro 1.⁷

Calculamos também o uso de energia e os coeficientes de CO₂ utilizando os dados das estatísticas nacionais sobre energia e do inventário de gases do efeito estufa. Para estatísticas sobre estes coeficientes restringimo-nos a apenas nove setores, conforme apresentado nessas bases de dados, e por isto vários coeficientes estão repetidos para mais de um setor em nossos resultados CGE.

Além disto, lançamos mão dos coeficientes de uso da água calculados em Guilhoto, Lopes e Seroa da Motta (2002), baseados em levantamentos de usos da água para alguns Estados no Brasil, os quais, conseqüentemente, trazem vieses regionais.

4 Um estudo semelhante foi mais tarde efetuado por Reinert e Roland-Holst (2000).

5 Não há dados disponíveis sobre as empresas, somente uma agregação por setores, sendo, então, inevitável um certo nível de agregação de produtos.

6 Um simples exercício calculando a poluição total no Brasil por meio da multiplicação dos coeficientes residuais da CETESB e do IPPS pela produção total no Brasil mostra que a poluição total da CETESB é mais baixa em matéria orgânica e mais alta em particulados e SO₂, e quase a mesma em matéria inorgânica. Este resultado é esperado, pois, conforme apontado por Seroa da Motta (1994), o controle da poluição da água no Brasil sobrepõe-se ao da poluição do ar e baseia-se, majoritariamente, em matéria orgânica, que é mais fácil de identificar e monitorar. Qualquer que seja a explicação, a aplicação de coeficientes dos EUA não deve ser recomendada no Brasil.

7 Estes coeficientes foram arranjados de acordo com a classificação da matriz brasileira de insumo-produto por Young (2002).

Para os casos do CO₂, da energia e da água, não dispomos de um conjunto comparável ao IPPS, porque estes são usos muito correlacionados às características da oferta de cada país, não sendo primariamente conduzidos pela disponibilidade tecnológica, como seria de se supor para o controle da poluição.

Quadro 1 – Conjuntos de coeficientes de poluição e uso

São Paulo	IPPS
Água - Materiais orgânicos	DBO limite inferior
Água - Materiais inorgânicos	Metais Tóxicos limite inferior
Ar - SO ₂	SO ₂ limite inferior
Ar - TPS	TPS limite inferior
CO ₂	sem equivalente
Uso de Água	sem equivalente
Uso de Energia	sem equivalente

2.2.1 Impactos ambientais agregados

A Tabela 3 apresenta os resultados ambientais agregados como variações nas cargas de emissão e nos níveis de uso para os parâmetros brasileiros. Estas variações são devidas à diferença entre o desempenho setorial em termos de produção, exportações e importações da economia brasileira em 1998 e o mesmo desempenho com os impactos diretos da ALCA.

Como nos resultados do CGE estático, os aumentos nas exportações só são possíveis com reduções no mercado interno, então, *ceteris paribus*, irão seguir-se, dinamicamente, ajustes estruturais na produção dos setores segundo as tendências setoriais de exportação e importação calculadas no modelo, isto é, mais especialização nos principais setores exportadores e reduzida vantagem comparativa nos crescentes setores importadores.⁸ Portanto, a tendência do comércio é também medida como a diferença entre os impactos de exportações e importações para oferecer uma dimensão dos padrões de emissão desta tendência de ajuste setorial.

Como se pode ver na Tabela 3, as variações no nível de emissão atmosférica para particulados e SO₂ são negativas: respectivamente -0.3 e -0.1%. Lembrando que os resultados do modelo CGE aplicado não supõem uma mudança no total da produção, os impactos setoriais da ALCA podem, então, levar a economia brasileira a uma estrutura industrial mais limpa em termos de poluição do ar. Da mesma forma quanto aos dois poluentes do ar, também os níveis de emissão da exportação são mais baixos que os da importação, indicando tendências negativas do comércio de quase -1% para particulados e chegando a -5,4% em SO₂. Portanto, o resultado CGE de 0,6% de aumento no consumo privado pode ser alcançado com menos poluição do ar.

⁸ Esta dinâmica não é necessariamente verdadeira se ocorrerem mudanças tecnológicas, de forma que esta é uma suposição realmente *ceteris paribus*.

Tabela 3 – Mudanças agregadas no nível de emissão e uso devidas à ALCA na indústria brasileira (parâmetros brasileiros)

Indicadores	Poluentes	Particula- lados (ton)	SO ₂ (ton)	Materiais Orgânicos (ton)	Materiais Inorgânicos (ton)	CO ₂ (ton)	Uso de Energia (Gwh)	Uso da Água (10 ³ m ³)
Valor da Produção	Ano Base	36.919.373	506.618	317.578	3.044	191.848.952	443.154	8.044.087
	c/ ALCA	36.794.954	505.940	326.109	3.078	195.523.372	444.344	8.135.323
	Mudança	(124.419)	(678)	8.531	34	3.674.420	1.189	91.235
	Variação (%)	-0,3%	-0,1%	2,7%	1,1%	1,9%	0,3%	1,1%
Exportações	Ano Base	18.242.967	51.816	32.444	546	18.262.055	47.411	797.183
	c/ ALCA	18.097.459	52.075	36.938	579	20.460.769	48.991	840.674
	Mudança	(145.507)	259	4.494	33	2.198.714	1.580	43.491
	Variação (%)	-0,8%	0,5%	13,9%	6,0%	12,0%	3,3%	5,5%
Importações	Ano Base	1.484.210	36.940	19.139	466	12.514.924	40.416	600.076
	c/ ALCA	1.505.052	37.996	20.093	480	12.845.360	42.188	621.270
	Mudança	20.842	1.056	953	14	330.436	1.772	21.194
	Variação (%)	1,4%	2,9%	5,0%	3,0%	2,6%	4,4%	3,5%
Exportações menos Importações	Ano Base	16.758.756	14.876	13.304	80	5.747.131	6.995	197.106
	c/ ALCA	16.592.407	14.079	16.845	99	7.615.409	6.803	219.403
	Mudança	(166.349)	(797)	3.541	19	1.868.278	(192)	22.297
	Variação (%)	-1,0%	-5,4%	26,6%	23,6%	32,5%	-2,7%	11,3%

Os resultados são o oposto para a poluição hídrica por matéria orgânica e inorgânica, onde as emissões da produção aumentam em 2,7% e 1,1%, respectivamente, como mostrado na Tabela 3. Isto indica que a indústria brasileira poderia ser mais intensa na poluição da água com a ALCA. As tendências do comércio, resultado líquido das emissões entre exportações e importações, reforçam este padrão mais limpo quando apresentam altas variações positivas nos dois poluentes hídricos de, respectivamente, 26,6% e 23,6%.

Espera-se, também, alta intensidade para as emissões de CO₂, que mostram variação positiva de produção de 1,9%. Neste caso particular, a tendência do comércio é extremamente alta quando as mudanças nas emissões das exportações forem 30% mais altas que as das importações.

Apesar disso, os padrões de uso de energia são mais favoráveis ambientalmente. Embora a mudança de produção seja positiva, ela é muito baixa – em torno de 0,3% – e a tendência do comércio é negativa em -2,8%.

Entretanto, os padrões da água mostram uma mudança de produção de 1% e uma alta tendência comercial de 11,3%.

Em suma, presume-se que os impactos agregados ambientais diretos da ALCA sobre a economia brasileira sejam, em geral, muito pequenos e em direção a:

- i. mais baixa intensidade de poluição na poluição do ar por particulados e SO₂ e nos usos de energia; e
- ii. mais alta intensidade de poluição na poluição hídrica e em seus usos, e nas emissões de CO₂.

São também apresentados na Tabela 4 cálculos com estimativas IPPS para a poluição industrial. Como se pode ver, embora todas as mudanças de impacto sejam positivas, as estimativas com aplicação do IPPS indicam que as mudanças na emissão são bastante baixas e, excluindo-se os 2,3% nos particulados, não excedem 0,5%. À parte a questão da aplicabilidade dos parâmetros IPPS dos EUA para o Brasil, estes resultados confirmam que os impactos ambientais da ALCA não irão, necessariamente, levar a economia brasileira a ser “mais suja”

Como estes resultados foram obtidos a partir de uma modelagem CGE aplicada a alterações tarifárias nos EUA, parece que a maioria dos impactos ambientais poderá vir a nascer nesse país enquanto parceiro comercial, e não no Brasil.

Tabela 4 – Mudanças agregadas na emissão e no nível de uso na indústria brasileira devidas à ALCA (parâmetros IPPS)

Indicadores	Poluentes	Particulados (ton)	SO ₂ (ton)	Materiais Orgânicos (ton)	Materiais Inorgânicos (ton)
Valor da Produção	Ano Base	293.032	873.060	96.629	397
	c/ ALCA	294.430	876.339	96.957	406
	Mudança	1.398	3.279	328	9
	Variação (%)	0,5%	0,4%	0,3%	2,3%
Exportações	Ano Base	24.454	71.334	6.635	38
	c/ ALCA	26.285	76.189	6.856	44
	Mudança	1.831	4.855	221	6
	Variação (%)	7,5%	6,8%	3,3%	16,2%
Importações	Ano Base	13.600	58.044	6.961	33
	c/ ALCA	14.000	59.951	7.343	35
	Mudança	400	1.908	382	2
	Variação (%)	2,9%	3,3%	5,5%	4,9%
Exportações menos Importações	Ano Base	10.854	13.291	(325)	5
	c/ ALCA	12.285	16.238	(487)	9
	Mudança	1.431	2.948	(162)	4
	Variação (%)	13,2%	22,2%	49,6%	94,6%

Conforme já salientado, estas tendências estáticas podem se alterar caso se considere a possibilidade razoável de que a liberalização do comércio vá, dinamicamente, permitir um nível mais alto de investimento externo e a introdução de tecnologias mais avançadas e limpas.

2.2.2 Impactos ambientais setoriais

Conforme anteriormente analisado, os resultados CGE de Tourinho e Kume (2002) indicaram que produção interna e a exportação de açúcar, calçados&couro, ferro&aço e produtos vegetais processados (chocolate, arroz, tabaco, frutas, etc) aumentariam com a ALCA.

A Tabela 5 oferece alguns indicadores desses setores, mostrando que estes, juntos, representam quase 15% do PIB Industrial Brasileiro. Vale observar também que o setor de produtos vegetais processados compreende uma grande variedade de produtos espalhada por quase 16.000 unidades de produção em todo o País. Juntamente com os calçados, ele também emprega, ao todo, quase 15% da força de trabalho industrial.

Tabela 5 – Indicadores setoriais

Setores Industriais*	Valor/%Total	Número de Unidades Locais	Número de Empresas	Produto Bruto Industrial (10 ³ US\$)	Empregados em 31/12
Ferro e Aço	Valor	785	466	13.259.669	96.918
	% Total	0,6	0,4	4,3	1,9
Açúcar	Valor	471	184	5.989.272	121.945
	% Total	0,3	0,1	1,9	2,3
Calçados	Valor	3.851	3.574	4.877.998	271.195
	% Total	2,8	2,9	1,6	5,2
Couros ¹	Valor	1.772	1.683	2.061.345	61.846
	% Total	1,3	1,3	0,7	1,2
Produtos Vegetais e Outros Produtos Alimentícios ²	Valor	15.813	14.565	16.694.175	385.750
	% Total	11,3	11,7	5,4	7,4

Fonte: Pesquisa Industrial Anual - PIA Empresa - IBGE, Ano 2000.

* Os primeiros três setores seguem a classificação ISIC; para os outros dois, a tradução para ISIC é apresentada abaixo:

1 - Curtimento do couro; fabricação de malas, bolsas, selaria e arreios.

2 - Processamento e preservação de frutas e legumes - Fabricação de produtos farináceos, amidos e produtos amiláceos, e rações animais preparadas - Fabricação de outros produtos alimentícios.

Como cada um desses setores tem um padrão diferente de poluição e uso, passaremos agora analisar de que forma eles estão influenciando as variações agregadas.

Nossa análise irá basear-se somente nos coeficientes brasileiros, concentrando-se nos níveis de emissão da produção.⁹

A Tabela 6 apresenta estas variações na produção em indicadores absolutos (carga) e relativos (% da variação total). Analisando as variações positivas, podemos indicar que setores são responsáveis pelas mais importantes contribuições para essas mudanças em níveis de emissão e uso nos setores industriais brasileiros.

Como se pode ver, para matéria orgânica, os setores de açúcar e calçados&couro predominam com, respectivamente, 64% e 18% da mudança na emissão total, sendo o segundo destes quase que o único setor com emissões inorgânicas crescentes. Em SO₂, o principal emissor é o setor de processamento de produtos vegetais, com 62%, seguido pelo setor açucareiro, com 16% da mudança total. Observa-se a total predominância do setor açucareiro em particulados.

⁹ A emissão de toda a exportação e importação e as mudanças no nível de uso podem ser obtidas com o autor.

Tabela 6 – Impactos ambientais setoriais da ALCA sobre os setores industriais brasileiros (parâmetros brasileiros)

Setores	Particulados			SO ₂			Materiais Orgânicos		
	Emissão no Ano Base (ton)	Mudança c/ ALCA		Emissão no Ano Base (ton)	Mudança c/ ALCA		Emissão no Ano Base (ton)	Mudança c/ ALCA	
		(ton)	%		(ton)	%		(ton)	%
Extrativa mineral (exceto combustíveis)	35.686.558	(178.433)	95,5%	55.186	(276)	10,3%	453	(2)	0,3%
Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis			0,0%			0,0%			0,0%
Fabricação de minerais não-metálicos	371.120	(4.082)	2,2%	119.490	(1.314)	49,2%	183	(2)	0,3%
Siderurgia	8.829	574	0,9%	1.054	69	3,4%	3	0	0,0%
Metalurgia dos não-ferrosos	24.065	(578)	0,3%	8.570	(206)	7,7%	297	(7)	1,1%
Fabricação de outros produtos metalúrgicos	12.689	(165)	0,1%	5.693	(74)	2,8%	821	(11)	1,6%
Fabric. e manutenção de máquinas e tratores	2.613	(105)	0,1%	306	(12)	0,5%	245	(10)	1,5%
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material elétrico	6.327	(19)	0,0%	2.433	(7)	0,3%	219	(1)	0,1%
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material eletrônico	2	0	0,0%	25	0	0,0%	536	3	0,0%
Fabric. de automóveis, caminhões e ônibus	660	(11)	0,0%	1.140	(19)	0,7%	1.863	(32)	4,9%
Fabricação de outros veículos, peças e acessórios	2.930	(53)	0,0%	2.035	(37)	1,4%	463	(8)	1,3%
Serrarias e fabricação de artigos de madeira e mobiliário	752	(7)	0,0%	3.933	(35)	1,3%	14.947	(135)	20,7%
Indústria de papel e gráfica	57.893	(116)	0,1%	19.056	(38)	1,4%	31.736	(63)	9,8%
Indústria da borracha	281	(3)	0,0%	3.366	(40)	1,5%	570	(7)	1,1%
Fabric. de elementos químicos não-petro-químicos	79.857	(958)	0,5%	3.872	(46)	1,7%	25.963	(312)	47,9%
Refino de petróleo e indústria petroquímica	47.404	(47)	0,0%	115.952	(116)	4,3%	3.555	(4)	0,5%
Fabricação de produtos químicos diversos	36.077	(72)	0,0%	81.097	(162)	6,1%	10.787	(22)	3,3%
Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	2.479	17	0,0%	1.904	13	0,7%	14.682	103	1,1%
Ind. de transformação de material plástico	56	(0)	0,0%	520	(5)	0,2%	232	(2)	0,3%
Indústria têxtil	2.506	28	0,0%	10.989	121	6,1%	16.876	186	2,0%
Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	88	1	0,0%	1.176	14	0,7%	116	1	0,0%
Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	646	82	0,1%	622	79	4,0%	13.018	1.653	18,0%
Indústria do café	2.864	(29)	0,0%	1.170	(12)	0,4%	124	(1)	0,2%
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	21.550	776	1,2%	34.129	1.229	61,7%	17.486	630	6,9%
Abate e preparação de carnes	6.615	40	0,1%	6.580	39	2,0%	17.011	102	1,1%
Resfriamento e preparação do leite e laticínios	1.089	7	0,0%	2.921	18	0,9%	19.302	116	1,3%
Indústria do açúcar	442.398	60.609	97,2%	2.298	315	15,8%	42.813	5.865	63,9%
Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	22.036	44	0,1%	958	2	0,1%	10.990	22	0,2%
Outras indústrias alimentares e de bebidas	26.423	185	0,3%	13.394	94	4,7%	71.459	500	5,4%
Indústrias diversas	52.569	(2.103)	1,1%	6.748	(270)	10,1%	828	(33)	5,1%
TOTAL	36.919.373	(124.419)		506.618	(678)		317.578	8.531	
Total Positivo		62.362			1.992			9.181	
Total Negativo		(186.781)			(2.589)			(650)	

(continua)

Tabela 6 – Impactos ambientais setoriais da ALCA sobre os setores industriais brasileiros (cont.)

Setores	Materiais Inorgânicos			CO ₂		
	Emissão no Ano Base (ton)	Mudança c/ ALCA		Emissão no Ano Base (ton)	Mudança c/ ALCA	
		(ton)	%		(ton)	%
Extrativa mineral (exceto combustíveis)			0,0%	4.388.076	(21.940)	3,7%
Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis			0,0%	3.215.919		0,0%
Fabricação de minerais não-metálicos	3	(0)	0,1%	21.731.861	(239.050)	40,3%
Siderurgia	0	0	0,0%	50.850.532	3.305.285	77,4%
Metalurgia dos não-ferrosos	84	(2)	5,5%	1.807.300	(43.375)	7,3%
Fabricação de outros produtos metalúrgicos	641	(8)	22,8%	3.863.310	(50.223)	8,5%
Fabricação e manutenção de máquinas e tratores	32	(1)	3,5%	718.078	(28.723)	4,8%
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material elétrico	10	(0)	0,1%	422.076	(1.266)	0,2%
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material eletrônico	4	0	0,0%	337.113	2.023	0,0%
Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	44	(1)	2,0%	561.855	(9.552)	1,6%
Fabricação de outros veículos, peças e acessórios	957	(17)	47,1%	537.188	(9.669)	1,6%
Serrarias e fabricação de artigos de madeira e mobiliário	1	(0)	0,0%	386.447	(3.478)	0,6%
Indústria de papel e gráfica	12	(0)	0,1%	7.775.599	(15.551)	2,6%
Indústria da borracha	4	(0)	0,1%	194.594	(2.335)	0,4%
Fabricação de elementos químicos não-petroquímicos	551	(7)	18,1%	5.872.167	(70.466)	11,9%
Refino de petróleo e indústria petroquímica	53	(0)	0,1%	30.828.467	(30.828)	5,2%
Fabricação de produtos químicos diversos	12	(0)	0,1%	7.996.965	(15.994)	2,7%
Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	46	0	0,5%	430.299	3.012	0,1%
Indústria de transformação de material plástico	7	(0)	0,2%	282.298	(2.541)	0,4%
Indústria têxtil	25	0	0,4%	1.808.132	19.889	0,5%
Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	0	0	0,0%	260.372	3.124	-0,5%
Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	553	70	99,1%	145.260	18.448	-3,1%
Indústria do café			0,0%	3.924.282	(39.243)	6,6%
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo			0,0%	9.592.690	345.337	8,1%
Abate e preparação de carnes	0	0	0,0%	8.482.792	50.897	1,2%
Resfriamento e preparação do leite e laticínios			0,0%	3.884.643	23.308	0,5%
Indústria do açúcar			0,0%	2.893.663	396.432	9,3%
Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação			0,0%	5.826.964	11.654	0,3%
Outras indústrias alimentares e de bebidas	2	0	0,0%	12.605.270	88.237	2,1%
Indústrias diversas	2	(0)	0,2%	224.742	(8.990)	1,5%
TOTAL	3.044	34		191.848.952	3.674.420	
Total Positivo		71			4.267.645	
Total Negativo		(37)			(593.225)	

(continua)

Tabela 6 – Impactos ambientais setoriais da ALCA sobre os setores industriais brasileiros (cont.)

Setores	Uso de Energia			Uso da Água		
	Consumo no Ano Base (GWh)	Mudança c/ ALCA		Consumo no Ano Base (10 ³ m ³)	Mudança c/ ALCA	
		GWh	%		10 ³ m ³	%
Extrativa mineral (exceto combustíveis)	24.133	(121)	3,6%	96.963	(485)	1,9%
Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	2.242	0	0,0%	74.984		0,0%
Fabricação de minerais não-metálicos	5.718	(63)	1,9%	265.031	(2.915)	11,2%
Siderurgia	44.793	2.912	64,1%	321.601	20.904	17,8%
Metalurgia dos não-ferrosos	35.838	(860)	25,7%	143.080	(3.434)	13,2%
Fabricação de outros produtos metalúrgicos	76.607	(996)	29,7%	305.849	(3.976)	15,3%
Fabricação e manutenção de máquinas e tratores	8.286	(331)	9,9%	23.485	(939)	3,6%
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material elétrico	4.870	(15)	0,4%	258.622	(776)	3,0%
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material eletrônico	3.890	23	0,5%	206.562	1.239	1,1%
Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	6.483	(110)	3,3%	45.762	(778)	3,0%
Fabricação de outros veículos, peças e acessórios	6.199	(112)	3,3%	43.753	(788)	3,0%
Serrarias e fabricação de artigos de madeira e mobiliário	4.459	(40)	1,2%	474.285	(4.269)	16,5%
Indústria de papel e gráfica	39.533	(79)	2,4%	800.565	(1.601)	6,2%
Indústria da borracha	2.245	(27)	0,8%	24.525	(294)	1,1%
Fabricação de elementos químicos não-petroquímicos	26.973	(324)	9,7%	52.403	(629)	2,4%
Refino de petróleo e indústria petroquímica	21.492	(21)	0,6%	191.684	(192)	0,7%
Fabricação de produtos químicos diversos	36.733	(73)	2,2%	71.364	(143)	0,6%
Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	4.965	35	0,8%	54.127	379	0,3%
Indústria de transformação de material plástico	3.258	(29)	0,9%	35.510	(320)	1,2%
Indústria têxtil	20.705	228	5,0%	333.449	3.668	3,1%
Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	3.005	36	0,8%	183.108	2.197	1,9%
Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	1.676	213	4,7%	102.155	12.974	11,1%
Indústria do café	4.693	(47)	1,4%	324.755	(3.248)	12,5%
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	11.471	413	9,1%	793.845	28.578	24,4%
Abate e preparação de carnes	10.144	61	1,3%	701.995	4.212	3,6%
Resfriamento e preparação do leite e laticínios	4.645	28	0,6%	321.474	1.929	1,6%
Indústria do açúcar	3.460	474	10,4%	239.466	32.807	28,0%
Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	6.968	14	0,3%	482.211	964	0,8%
Outras indústrias alimentares e de bebidas	15.074	106	2,3%	1.043.151	7.302	6,2%
Indústrias diversas	2.593	(104)	3,1%	28.325	(1.133)	4,4%
TOTAL	443.154	1.189		8.044.087	91.235	
Total Positivo		4.542			117.154	
Total Negativo		(3.352)			(25.918)	

A liderança na emissão de CO₂ pertence ao setor de ferro e aço – parcela de 77% –, seguido pelo açúcar (9%) e o processamento de produtos vegetais (9%).

A parcela do setor de ferro e aço na mudança de nível de uso de energia é de aproximadamente 64%, seguido pelo setor açucareiro (10%) e de processamento de produtos vegetais (9%).

Os setores de açúcar e de processamento de produtos vegetais têm, cada qual, um quarto do uso da água nas mudanças de produção, seguidos pelo setor de ferro&aço, com 18%.

O Quadro 2 resume a liderança de cada setor por poluentes e usos. Como se pode ver, açúcar, ferro&aço, calçados&couro e processamento de produtos vegetais dominam os aumentos potenciais em níveis de emissão e uso resultantes dos impactos diretos da liberalização do comércio da ALCA.

Como se pode ver a partir dos seus valores de exportação nominais e relativos constantes da Tabela 2, estes setores já são orientados para a exportação.

Conforme apresentado a seguir, eles já estão, de fato, empregando políticas sólidas de gestão ambiental e várias iniciativas avançadas. Portanto, a melhoria das práticas de controle ambiental já existentes nesses setores poderá reduzir ainda mais os impactos ambientais da ALCA na economia brasileira.

Quadro 2 – Principais setores industriais com grande contribuição nas possíveis mudanças dos impactos ambientais da ALCA no Brasil

Materiais Orgânicos	Materiais Inorgânicos	SO ₂	Particulados	CO ₂	Uso de Energia	Uso de Água
Açúcar	Calçados & Couros	Proc. de Produtos Vegetais	Açúcar	Aço & Ferro	Aço & Ferro	Açúcar
Calçados & Couros		Açúcar		Açúcar	Açúcar	Proc. de Produtos Vegetais
				Proc. de Produtos Vegetais	Proc. de Produtos Vegetais	Aço & Ferro

2.2.3 Desempenho ambiental setorial

É muito difícil medir o atual desempenho ambiental de cada setor para todo o País. Entretanto, pudemos determinar o esforço de mitigação da poluição (orgânica, inorgânica, por particulados e dióxido de enxofre) em cada setor, usando a base de dados setorial de São Paulo, utilizada nas estimativas dos coeficientes de poluição. Este indicador de esforço é a razão da diferença entre os níveis potencial e residual de emissão e o nível potencial de emissão, conforme indicado na base de dados. Isto é, ele indica quanta poluição foi mitigada em relação ao nível potencial poluidor da capacidade instalada.

Os resultados desse indicador, conforme apresentado na Tabela 7, mostram que o nível de mitigação já é alto, particularmente para estes setores principais. Conforme indica a Tabela 7, o controle de matéria orgânica nos setores de açúcar e de calçados situa-se, respectivamente, no nível impressionante de 99% e 97%. Maiores reduções nesta intensidade de poluentes serão difíceis de alcançar, de modo que a pesquisa tecnológica é crucial neste caso. O controle de matéria inorgânica no setor de calçados já é de aproximadamente 70%, mas pode ser aumentado quando comparado a outros setores. Deve-se lembrar que na Parte 1 mostramos – ver Tabela 1 – que o setor de calçados

é aquele que se defronta com o mais alto nível de custo de poluição em termos da parcela de valor agregado, de forma que a renovação do estoque de capital será crucial para incorporar processos limpos incorporados, e a ALCA pode oferecer esta oportunidade.

Tabela 7 – Taxas médias de mitigação do processamento industrial em São Paulo – 1996

Setores	Materiais Orgânicos	Materiais Inorgânicos (Pot-Rem) / Pot	Particulados (%)	SO ₂
Extrativa mineral (exceto combustíveis)	90		36	16
Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis				
Fabricação de minerais não-metálicos	83	92	86	37
Siderurgia	58	76	61	65
Metalurgia dos não-ferrosos	51	88	93	77
Fabricação de outros produtos metalúrgicos	80	85	70	42
Fabricação e manutenção de máquinas e tratores	86	82	63	47
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material elétrico	61	94	43	28
Fabricação de aparelhos e equipamentos de material eletrônico	28	96	95	74
Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	66	86	46	75
Fabricação de outros veículos, peças e acessórios	67	73	80	49
Serrarias e fabricação de artigos de madeira e mobiliário	53	90	26	34
Indústria de papel e gráfica	83	74	75	68
Indústria da borracha	97	82	77	66
Fabricação de elementos químicos não-petroquímicos	97	1	52	76
Refino de petróleo e indústria petroquímica	89	23	80	19
Fabricação de produtos químicos diversos	90	98	83	48
Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	58	52	42	81
Indústria de transformação de material plástico	60	63	13	81
Indústria têxtil	66	77	72	74
Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	81	94	1	3
Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	97	69	18	34
Indústria do café	98		56	48
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	87		69	8
Abate e preparação de carnes	89	0	17	54
Resfriamento e preparação do leite e laticínios	81		12	55
Indústria do açúcar	99		27	59
Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	75		47	95
Outras indústrias alimentares e de bebidas	84	0	23	62
Indústrias diversas	44	97	58	6

Fonte: Baseado no Inventário de Emissão da CETESB.

Embora tenhamos mostrado que o impacto ambiental direto da ALCA é negativo em particulados e SO₂, o nível de controle nos setores de ferro&aço e açucareiro também são altos, mas com possibilidades de melhoria. Entretanto, o controle de SO₂ é baixo no processamento de produtos vegetais, e talvez a adoção de soluções tecnologicamente mais avançadas possam melhorar muito este desempenho. O mesmo pode ser dito para o controle de particulados no setor açucareiro.

Na verdade, estes setores têm demonstrado cuidados específicos com as políticas ambientais e tecnológicas que irão viabilizar a continuidade das melhorias no desempenho ambiental.

Os setores de açúcar e de calçados têm seus próprios centros tecnológicos. No setor açucareiro, a COPERSUCAR, uma importante cooperativa de produtores localizada no Estado de São Paulo, onde se concentra 70% da produção de açúcar, mantém um reconhecido centro de pesquisa (CTC), que tem sido o responsável por avanços tecnológicos que colocaram a produção brasileira de açúcar no nível mais eficiente do mundo (ver Carvalho e Szwarc, 2001).

O setor de calçados patrocina o CTCCA – Centro Tecnológico do Couro, Calçados e Afins, no sul do Brasil, onde a maior parte da produção brasileira de calçados está localizada. Este Centro tem um programa agressivo de pesquisa ambiental, e além disto oferece assistência técnica extensiva nas práticas relacionadas ao controle e prevenção da poluição aos produtores de couro, que são geralmente empresas de porte médio.¹⁰

No setor de aço pudemos ter acesso a dados específicos sobre seu desempenho ambiental.¹¹ Após a privatização, os investimentos ambientais no período 1994-2001 chegaram a R\$ 1,12 bilhões (cerca de US\$ 400 milhões). A reciclagem de sucata de ferro e aço já alcança a taxa de 26%, e outros resíduos (lama e outros agregados) são processados e vendidos com várias finalidades (por exemplo, pavimentação de rodovias e estruturas de concreto). A taxa de “recirculação” da água já está em cerca de 80%. Todas as companhias siderúrgicas já implementaram sistemas de gestão ambiental e 70% já possuem o certificado ISO 14001.

Como o processamento de produtos vegetais é diversificado em termos de produção e locação, não há um esforço comum de P&D e indicadores de políticas ambientais.

3 CONCLUSÕES

Resultados de um recente estudo CGE (Tourinho e Kume, 2002) sobre impactos diretos da liberalização do comércio resultante do ALCA indicam que os níveis de produção de açúcar, calçados e artigos de couro, ferro e aço e produtos vegetais teriam um aumento entre 3,6% a 13,7%. A variação no aumento das exportações será também maior nesses setores, acrescidos do setor de vestuário, que tem um desempenho similar. As importações aumentariam em vários setores industriais, como, por exemplo, o de montagem de veículos e o de madeira e mobiliário.

Com base nos resultados do modelo CGE, seguindo o exercício seminal sobre os impactos ambientais diretos da liberalização do comércio do NAFTA feito por Grossman e Krueger (1993), calculamos os impactos ambientais da ALCA na economia brasileira pelo produto destes resultados setoriais sobre a produção, a exportação e a importação, e os coeficientes de poluição setorial e do uso de recursos naturais.

Com este simples procedimento, pudemos identificar as variações dos níveis de emissão de cada setor e de toda a economia para quatro poluentes (matéria orgânica e inorgânica, particulados

10 Informação obtida diretamente com o CTCCA.

11 Informação obtida diretamente com o Instituto Brasileiro de Siderurgia (IBS), que é a associação nacional dos produtores de ferro e aço.

e dióxido de enxofre) usando dois conjuntos de dados de coeficientes de poluição, a saber: os do Estado de São Paulo e da EPA dos EUA (IPPS). Os resultados obtidos são muito interessantes, pois espera-se que os impactos ambientais diretos agregados da ALCA sobre a economia brasileira sejam, em geral, muito pequenos e na direção de:

- mais baixa intensidade de poluição na poluição do ar por particulados e SO₂ e nos usos de energia; e
- mais alta intensidade de poluição na poluição e usos da água, e nas emissões de CO₂.

No exercício com o modelo CGE, a produção de açúcar, ferro&aço, calçados&couro e o processamento de produtos vegetais (chocolate, arroz, tabaco, frutas, etc.) dominam os aumentos em potencial na emissão e nos níveis de uso resultantes dos impactos diretos da liberalização do comércio da ALCA. Como estes são setores orientados para a exportação, evidências da literatura sugeririam que eles tenderiam a adotar sistemas aperfeiçoados de controle ambiental em resposta a pressões competitivas do mercado internacional. De fato, indicamos, resumidamente, que eles já estão patrocinando centros de pesquisa tecnológica e empregando sólidas políticas de gestão ambiental com várias iniciativas avançadas.

Nosso estudo não considerou o papel dos novos fluxos de investimentos a serem gerados com a liberalização do comércio da ALCA. Portanto, a melhoria das práticas de controle ambiental já existentes nesses setores podem se ampliar e reduzir ainda mais os impactos ambientais da ALCA na economia brasileira.

Estratégias que visem uma melhoria deste desempenho tecnológico podem, entretanto, ser desenhadas com estímulos ao intercâmbio entre os centros de pesquisa privada existentes, dos principais setores industriais, e os centros de pesquisa públicos internacionais, para aumentar o acesso à informação sobre economia de custos, reduzindo, portanto, os custos de transação da implementação de procedimentos orientados para estas finalidades.

Por último, a integração e coordenação entre as políticas ambientais e comerciais poderiam maximizar as oportunidades de ganhos competitivos que sejam resultados de um melhor desempenho ambiental.

REFERÊNCIAS

- Becker, G. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, 76, p. 169-217, 1968.
- Carvalho, L. C. C.; Szwarc, A. *Understanding the impact of externalities: Brazil case study*. Washington: Proceedings of the International Development Seminar on Fuel Ethanol, Dec. 2001.
- Dean, J. *Trade and environment: a survey of the literature*. Policy Research WP, Washington: The World Bank, 1992.
- Ferraz, C.; Seroa da Motta, R. Regulação, mercado ou pressão social? Os determinantes do investimento ambiental na indústria. *Texto para Discussão 863*, Rio de Janeiro: IPEA, 2002.
- Grossman, G. M.; Krueger, A. B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. In: Garber, P. (ed.), *The Mexico-US free trade agreement*. Cambridge: MIT Press, 1993.
- Guilhoto, J. J.; Lopes, R.; Seroa da Motta, R. Impactos ambientais e regionais de cenários de crescimento da economia brasileira, 2002-12. *Texto para Discussão 892*, Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

- Kambur, R.; Keen, M.; Wijnbergen. Industrial competitiveness, environmental regulation and direct foreign investment. *In: The economics of sustainable development*, Paris: OECD, 1995.
- Neumayer, E. *Greening trade and investment: environmental protection without protectionism*. London: Earthscan Publications, 2001.
- Repetto, R. *Jobs, competitiveness and regulation: what are real issues?* Washington: World Resources Institute, 1995.
- Seroa da Motta, R. Consumption pattern, income distribution and the environment in Brazil. *In: Munasinghe, M. (ed.), Report to the research project making long-term growth more sustainable: Brazil country case study*. Washington: The World Bank, 2002.
- _____ Analyzing the environmental performance of the Brazilian industrial sector. *Texto para Discussão 1053*, Rio de Janeiro: IPEA, 2004.
- Tourinho, O. A.; Kume, H. *Os impactos de acordos de livre-comércio: uma avaliação com modelo CGE para a economia brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA. Mimeografado.
- Young, C. E. F. Trade and the environment: linkages between competitiveness and industrial pollution in Brazil. *In: Munasinghe, M. (ed.), Report to the research project making long-term growth more sustainable: Brazil country case study*. Washington: The World Bank, 2002.
- World Bank. *World development indicators*. Washington: World Bank, 1998.
- Zarsky, L. Haven, halos and spaghetti: untangling the evidence about foreign direct investment and the environment. *In: Foreign direct investments and the environment*. Paris: OECD, 1999.

ANALYZING THE USE OF GENERALIZED HYPERBOLIC DISTRIBUTIONS TO VALUE AT RISK CALCULATIONS*

José Santiago Fajardo Barbachan[§]
Aquiles Rocha de Farias[¶]
José Renato Haas Ornelas[†]

RESUMO

O objetivo deste artigo é analisar o uso das distribuições Hiperbólicas Generalizadas (GH) para modelar a taxa de câmbio Dólar/Real de forma a obter medidas mais precisas de VaR (Value at Risk). Depois da estimação dos parâmetros da GH, várias distâncias foram calculadas para verificar a qualidade do ajuste da distribuição Normal e da família de distribuições GH aos dados empíricos. As distribuições GH têm mostrado serem mais adequadas para a modelagem da taxa de câmbio Dólar/Real, já que elas produzem distâncias menores, especialmente nas caudas. Adicionalmente, várias metodologias de cálculo do VaR foram comparadas usando o teste de Kupiec: Simulação Histórica, RiskMetrics®, Normal incondicional, GH, Normal Inversa Gaussiana (NIG) e Hiperbólica, bem como modelos GARCH usando Normal, GH, Hiperbólica e NIG. A distribuição GH e suas subclasses mostraram melhores resultados do que a Normal incondicional. O uso de um modelo GARCH para fazer previsões da volatilidade mostrou também resultados satisfatórios. Dois métodos de estimação foram usados: Máxima Verossimilhança e Minimização de FOF; porém, ambos produziram resultados similares. Dado que a Máxima Verossimilhança se mostrou ser a mais rápida, recomenda-se este método. Finalmente, recomenda-se o uso de uma família de distribuições GH reescalada por uma volatilidade GARCH e estimada por Máxima Verossimilhança.

Palavras-chave: valor em risco, distribuições hiperbólicas generalizadas, backtesting.

ABSTRACT

The goal of this paper is to analyze the use of the Generalized Hyperbolic (GH) Distributions to model the US Dollar/Brazilian Real exchange rate in a way to produce more accurate VaR (Value at Risk) measurements. After the GH parameters estimation, several distances were calculated to verify the fitting quality of Normal distribution and GH distribution family to empirical data. The GH Distributions had shown to be more adequate for modeling the US Dollar/Brazilian Real exchange rate, since they produced smaller distances, especially in tails. Additionally, several methodologies for VaR calculation were compared using the Kupiec test: Historical Simulation, RiskMetrics®, unconditional Normal, GH, Normal Inverse Gaussian (NIG) and Hyperbolic, and GARCH models using Normal, GH, Hyperbolic and NIG. The GH Distribution and its subclasses showed better results than unconditional Normal. The use of a GARCH model for volatility forecasting produced satisfactory results, being the main factor of success. Two estimation methods were used: Maximum Log-Likelihood and Minimization of the FOF distance; but both produced similar results. As the Maximum Log-Likelihood showed to be faster we recommend this method. Overall, our recommendation the use of a GH family distribution re-scaled by a GARCH volatility and estimated by Maximum Log-Likelihood.

Key words: value at risk, generalized hyperbolic distributions, backtesting.

JEL classification: C13, C15, C16.

* The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members. J. Fajardo thanks CNPq and FAPERJ E-26/171.193/2003 for financial support.

§ Ibmecc Business School.

¶ Universidade de Brasília and Banco Central do Brasil.

† Università Luigi Bocconi and Banco Central do Brasil.

Recebido em outubro de 2003. Aceito em dezembro de 2004.

1 INTRODUCTION

The importance of the risk management is increasing in the recent years, and became one of the major concerns of financial and non-financial institutions. The risk management can be divided in several areas: market, credit, liquidity and operational. This paper will focus on the Market Risk, that is specially important in emerging countries, where the volatility of the markets are extremely high.

This paper aims to model the US Dollar/Brazilian Real exchange rate using the Generalized Hyperbolic (GH) Distribution, with focus on risk measurement. This distribution has been shown more adequate than the Normal Distribution to model financial assets (see, for example, Eberlein e Prause, 2000) because of two characteristics: fat tails and asymmetry. The purpose of this paper is to use GH distribution to generate more accurate VaR (Value at Risk) measurements to this exchange rate than those that use a Normal distribution.

The parameters estimation of the GH to the Dollar/ Real exchange rate data will be done by maximum log-likelihood and also minimizing the distance proposed by Farias, Ornelas and Fajardo (2002), that we will refer as FOF distance. This distance, similar to the Anderson-Darling distance, gives special importance to the tails of the distribution, being more adequate if the objective is VaR calculation.

After the parameters estimation, several kinds of distances will be calculated between empirical and theoretical estimated distributions. Then, significance tests will verify the hypothesis that empirical distribution is equal to theoretical distribution. Finally, the VaR will be calculated for the Dollar/Real exchange rate in the considered period, and also a backtest will be performed to verify models effectiveness.

The paper is structured as follows: on the next section, a short overview of GH will be presented; on section three, the data used will be described; on section four the parameters estimation will be done together with a description of the several distances used and significance tests; on section five, VaR will be calculated along with Backtest, using several methodologies; and section six concludes the paper.

2 VALUE AT RISK AND GENERALIZED HYPERBOLIC DISTRIBUTIONS

Several methodologies can be used to estimate the market risk measures. The choice will depend on several aspects, such as the kind of portfolio and resources available to implement the risk management system. The main three methodologies are: Parametric, Historical Simulation and Monte-Carlo Simulation. This paper focuses on the parametric approach.

The Parametric approach assumes that the returns follow a certain probability distribution, and then the parameters of the distribution (for example, the volatility) are estimated. Using the probability distribution function and the parameters, the risk measures can be calculated. The most common and used risk measure is the Value at Risk (VaR) that is based on a quantile of the distribution:

$$P[R < -VaR(\alpha)] = 1 - \alpha \quad (2.1)$$

where R are the returns and

α is the significance level with which the VaR is being calculated.

Usually, the estimation of parametric VaR assumes that financial assets follow a Normal distribution. Unfortunately, this is not the most adequate distribution to model financial assets. Rydberg (1997) enumerates several stylized facts from financial data that a distribution must show. Among them are the fat tails and negative asymmetry.

The fat tails are related to the fact that real world distributions, in general, have fatter tails than the Normal distribution. This means that the probability of exaggerated returns, positive or negative, are more common in real world data than in Normal distributions.

Another stylized fact is that real world distributions, in special shares, have a slight negative asymmetry. A possible explanation for this fact is that agents react more vigorously to negative information than to positive information.

Barndorff-Nielsen (1977) presented a model to represent the distribution of sand particles size using the so-called Generalized Hyperbolic distributions (GH). Eberlein and Keller (1995) introduced the Hyperbolic distributions (a subclass of the GH) in finance, to try to represent stylized facts that the Normal and other distributions could not represent using German data.

The following density defines the Generalized Hyperbolic:

$$GH(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) = a(\lambda, \alpha, \beta, \delta) (\delta^2 + (x - \mu)^2)^{(\lambda - 1/2)/2} \times K_{\lambda - 1/2} \left(\alpha \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2} \right) e^{\beta(x - \mu)} \quad (2.2)$$

where:

K_x is the modified Bessel function and

$$a(\lambda, \alpha, \beta, \delta) = \frac{(\alpha^2 - \beta^2)^{\lambda/2}}{\sqrt{2\pi} \alpha^{(\lambda - 0.5)} \delta^\lambda K_\lambda(\delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2})}$$

The parameters are real numbers with the following restrictions (see Prause, 1999):

$$\begin{aligned} \delta \geq 0, \quad |\beta| < \alpha & \quad \text{if } \lambda > 0 \\ \delta > 0, \quad |\beta| < \alpha & \quad \text{if } \lambda = 0 \\ \delta > 0, \quad |\beta| \leq \alpha & \quad \text{if } \lambda < 0 \end{aligned}$$

The parameter δ is a scale factor, compared to the σ of a Normal distribution by Eberlein (2000), and μ is a location parameter. The parameters α and β determine the distribution shape and λ defines the subclasses of GH and is directly related to tail fatness (Barndorff-Nielsen and Blæsild, 1981). The function $a(\cdot)$ is introduced to guarantee that the cumulative density totals one. There are other parametrizations created to obtain a scale- and location- invariance. Appendix I describes three of them. These parametrizations are important when one needs to change a parameter, while maintaining the shape of the distribution.

The GH has several subclasses, among them the Hyperbolic and the Normal Inverse Gaussian (NIG). Setting $\lambda = -1/2$, we get the NIG, and with $\lambda = 1$ we get the Hyperbolic distribution. Gaussian is a limiting distribution of GH, when $\delta \rightarrow \infty \rightarrow \alpha$ and $\delta/\alpha \rightarrow \sigma^2$

The GH distributions and its subclasses have been used to calculate VaR by several papers. Bauer (2000) used a symmetric Hyperbolic distribution to perform VaR calculations, and used data

from German stocks and international stock indexes (DAX, Dow Jones and Nikkei) from 1987 to 1997. His results showed that the model with Hyperbolic distribution outperformed a model with a Normal distribution with a volatility given by an Exponential Weighting Moving Average (EWMA).

Eberlein, Keller and Prause (1998) also use the Hyperbolic distribution for VaR calculations of German Stocks. They found that the loss function derived from the hyperbolic model is in accordance with the empirically observed one. Another study, Eberlein and Prause (2000) used several types of Generalized Hyperbolic distribution to linear portfolios of German stocks. Results were compared with the Historical Simulation, Multivariate Normal and a Normal distribution with an I-GARCH model to the volatility. Also, Fajardo and Farias (2004) uses the Generalized Hyperbolic and two subclasses (NIG and Hyperbolic) distribution to calculate the VaR of Brazilian Stocks, finding that the Normal distribution under or over estimate the VaR depending on the confidence level, with the GH and its subclasses having a better fit.

Although GH does a better job than Normal distribution, it is worth nothing that the only GH subclass that is closed under convolutions is the NIG, and therefore if we choose any other subclass we will demand more computational effort to estimate the distribution of a n -day return or a return of a portfolio, since the sum of two GH distributions is not necessarily another GH. Therefore, the Normal distribution and Historical simulation approaches do a simpler job, demanding less computational effort.

For the n -day return, it is suggested to multiply the characteristic functions in order to obtain the characteristic function of the n -day return (under the assumption of independent increments), and then we must apply the inverse Fourier transformation to recover the n -day distribution. For the return of a portfolio using GH distributions, Prause (1999) proposes several approaches. We suggest the approach where the shape of the GH is estimated using a longer time period (more than one year) and then an up-to-date covariance matrix is used. Therefore, we have to choose a subclass of the GH, and a long-term estimate of the parameters. The use of a long-term shape parameter incorporates a high possibility of extreme events, even if no crash in the preceding 252 trading days have occurred.

3 DATA DESCRIPTION

The data used on this paper consists of US Dollar/Brazilian Real exchange rate from Reuters. The quote considered for calculations was simple average of bid and ask daily close, from 1/13/1999 to 08/29/2002. The initial date was chosen because it was free float exchange rate regime beginning in Brazil. Before that, there was a band system, where the Central Bank used to do buy and sell auctions to keep exchange rate inside the band. The behavior can be seen in Figure 1. So, in this paper, we considered only the free float regime.

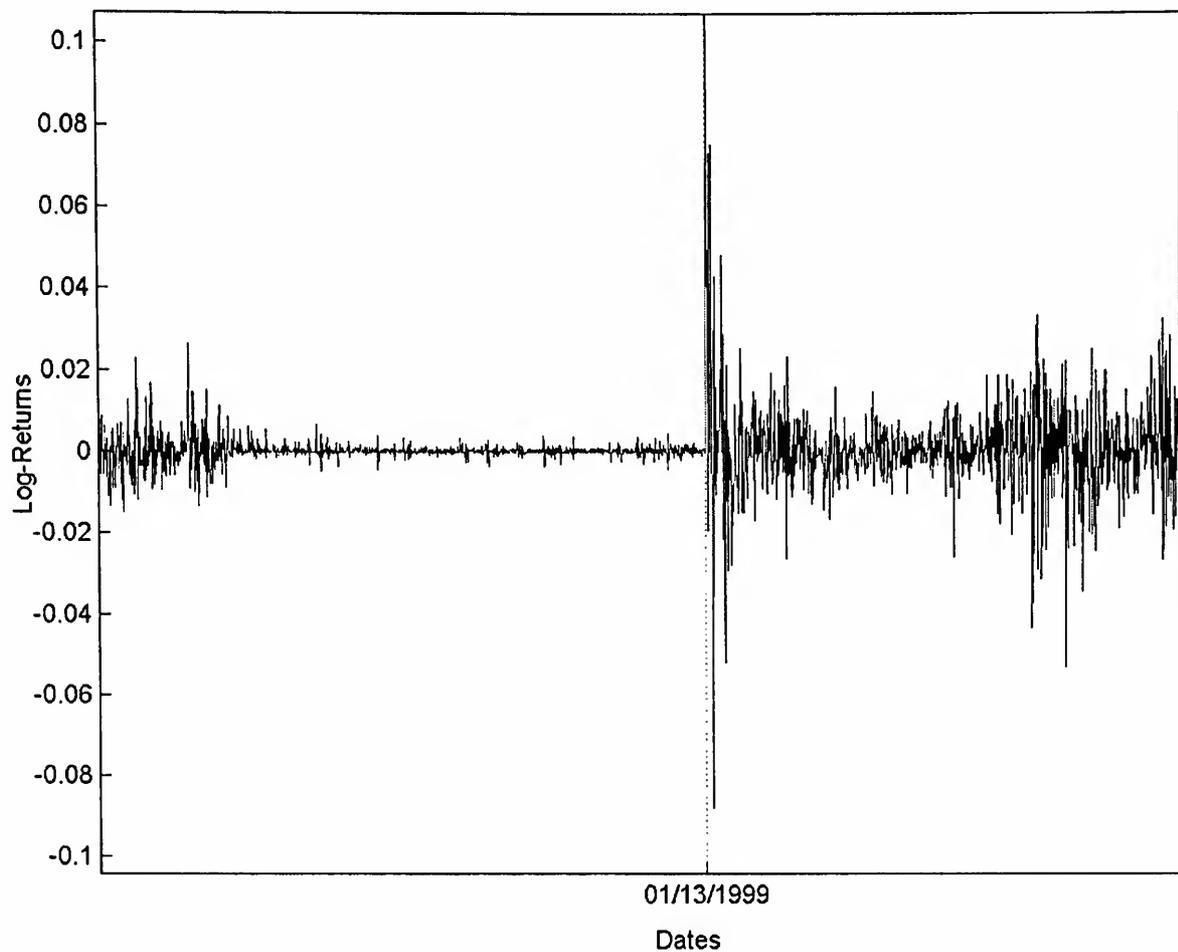
Returns used were logarithmic, according to the following formula:¹

$$R_t = Ln \left[\frac{(Bid_t + Ask_t)}{(Bid_{t-1} + Ask_{t-1})} \right] \quad (3.1)$$

¹ The use of the bid and ask instead of the last trade price is due to the fact that sometimes the last trade is done some minutes before the end of trading. Then, we may have a last trade price higher than the ask close price or lower than the bid close price, which makes no sense.

Where R_t is the return from day t , Bid_t is close bid price from day t , Ask_t is close ask price from day t , and Ln is neperian logarithmic.

Figure 1 – Return of US dollar/Brazilian real exchange rate



In Table 1 we have main information on the sample.

Table 1 – Sample return data

Sample Data	
Return Average	0.00100
Return Standard Deviation	0.01310
Asymmetry	0.23560
Kurtosis	21.2117
Maximum Return	0.1075
Minimum Return	-0.1041
Number of Observations	945

4 PARAMETER ESTIMATION AND DISTANCE ANALYSIS

A frequent problem in statistic and finance is to measure the goodness-of-fit of a theoretical distribution to real world data. To measure how close, or how far, is an empirical distribution from a theoretical distribution, several distances have been proposed. Among them, we can cite three: the Kolmogorov distance; Kuiper distance and the Anderson-Darling distance.

The Kolmogorov distance (see, for example, Massey, 1951) is defined as the greatest distance between empirical distribution and theoretical distribution, for all possible values:

$$D_{kol} = \max_{x \in \mathfrak{R}} |f_{Emp}(x) - f_{Theo}(x)| \quad (4.1)$$

where f_{Emp} is the empirical cumulative density function and f_{Theo} is the continuous and completely specified theoretical cumulative density function.

f_{Emp} can be defined by:

$$f_{Emp}(x) = (\text{number of } X_i \text{'s } \leq x) / n$$

where X_i 's are the sample's elements and n is the sample number of elements.

The Kuiper distance (see Kuiper, 1962) is similar to the Kolmogorov distance, but it considers the deviation direction, adding the greatest distances upwards and downwards:

$$D_{Kui} = \max_{x \in \mathfrak{R}} \{f_{Emp}(x) - f_{Theo}(x)\} + \max_{x \in \mathfrak{R}} \{f_{Theo}(x) - f_{Emp}(x)\} \quad (4.2)$$

The Anderson and Darling (1952) paper proposes a distance that would be viewed as Kolmogorov distance with weight. Weighting can be defined giving special importance to distribution tails, and so being especially relevant to VaR calculations. The formula of this distance with tail emphasis is:

$$D_{ad} = \max_{x \in \mathfrak{R}} \frac{|f_{Emp}(x) - f_{Theo}(x)|}{\sqrt{f_{Theo}(x)(1 - f_{Theo}(x))}} \quad (4.3)$$

The AD distance is especially interesting to perform VaR calculations, since it is more sensitive in tails than in distribution's middle range.

Another interesting distance to VaR calculations is the FOF distance (see Farias, Ornelas and Fajardo, 2002). It uses AD distance weight function and worries with deviation's direction like Kuiper distance. So, it captures Kuiper and AD distances strengths. The FOF distance is the following:

$$D_{FOF} = \max_{x \in \mathfrak{R}} \frac{f_{Emp}(x) - f_{Theo}(x)}{\sqrt{f_{Theo}(x)(1 - f_{Theo}(x))}} + \max_{x \in \mathfrak{R}} \frac{f_{Theo}(x) - f_{Emp}(x)}{\sqrt{f_{Theo}(x)(1 - f_{Theo}(x))}} \quad (4.4)$$

For the distances mentioned previously we can verify data fitting quality through statistical significance tests. To do this we test the null hypothesis that empirical distribution is equal to theoretical distribution. For the Kolmogorov and Kuiper distances, there is a formula to obtain the critical values, but for the other distances it is necessary to use Monte Carlo Simulation to obtain the critical values.

Another important issue is GH parameters estimation. Blæsild and Sørensen (1992) use maximum log-likelihood estimation to Hyperbolic distributions, and Fajardo e Farias (2004) also uses log-likelihood, but to estimate the general case of the GH. Prause (1999) proposed several estimation methods through minimization of the Anderson-Darling distance and minimization of certain percentiles. In this paper, we estimate the parameters through maximum log-likelihood and also through FOF distance minimization.

Regarding minimum FOF estimation, distribution tails are focused, leaving less importance to middle range. This is reasonable if we want estimation for VaR calculations.

We developed a program that uses maximum log-likelihood to estimate the GHD parameters, because Prause (1999) showed that this estimation method is the only one non-biased, among a large class of methods used in the literature. This method was also used by Blæsild and Sørensen (1992) in the Hyp software, in order to estimate only the multivariate hyperbolic subclass ($\lambda = 1$) parameters. The maximum log-likelihood parameters are those that maximize the following likelihood function:

$$L = \sum_{i=1}^n \log(gh(x_i; \alpha, \beta, \delta, \mu, \lambda)) \quad (4.5)$$

This estimation consists in a numerical optimization procedure. We use the Downhill Simplex Method which makes no use of derivatives, developed by Nelder and Mead (1965), with some modifications (due to parameter restrictions). It is worth noting that Prause (1999) used a Bracketing Method. The Downhill Simplex Method requires starting values to begin optimization, in this case we followed Prause (1999) who used a symmetric distribution ($\beta = 0$) with a reasonable kurtosis ($\xi \approx 0.7$) to equalize the mean and variance of the GHD to those of the empirical probability distribution. This is done because when we use a symmetric distribution and fix the kurtosis, we reduce the computational effort.

In all numerical optimizations we have to define the tolerance of the search, and we decided to use 1×10^{-10} . This tolerance was applied in absolute ways to the function evaluation and to the parameters sum variation. The numerical maximum likelihood estimation does not have a convergence analytical proof, but even using different starting values it has showed empirical convergence. (Prause, 1999). The Minimum FOF estimation was implemented in a similar way. The algorithms were implemented using MatLab® software, to GH, NIG and Hyperbolic, and generates the following parameters:

Table 2 – Parameters estimated

Distribution	Estimation Method	α	β	δ	μ	λ
GH	Min FOF	34.185	-0.001774	0.001752	0.001502	0.000
GH	Max LogLikelih.	20.412	0.150185	0.006388	0.0006121	-0.727
NIG	Min FOF	15.638	-0.000729	0.005390	0.0012116	-0.500
NIG	Max LogLikelih.	32.770	3.413905	0.005270	0.0004294	-0.500
Hyperbolic	Min FOF	71.633	-0.294398	2.35E-307	-3.76E-05	1.000
Hyperbolic	Max LogLikelih.	132.448	0.121929	7.55E-09	3.85E-11	1.000

Due to overparametrization, estimation of GH distribution by minimum FOF generated several local optimums (that didn't happen with Hyperbolic and NIG). In order to avoid backtesting

problems, we presented the global optimum parameter estimation but didn't compare the results for Value at Risk purposes.

After the parameters estimation, the distances were calculated together with the hypothesis tests, as presented in Table 3:

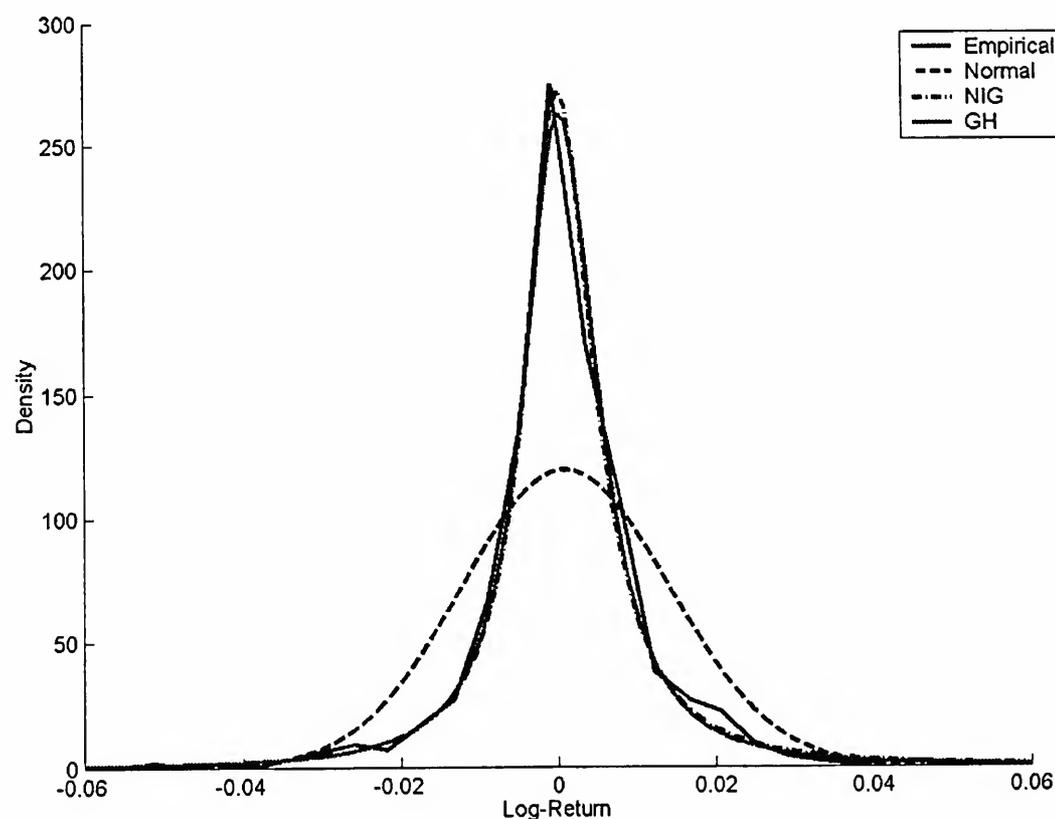
Table 3 – Distances and significance tests

Distribution	Estimation Method	Kolmogorov Distance	P-value KS	Kuiper Distance	P-value Kuiper	AD Distance	FOF Distance
Normal		0,133400	0	0,26200	0,00E+00	100429,91	103564,37
GH	Min FOF	0,037902	0,12949	0,07048	2,72E-03	0,09138	0,11655
GH	MaxLogL	0,031184	0,31242	0,06157	1,93E-02	0,06411	0,12487
NIG	Min FOF	0,036433	0,15941	0,05831	3,63E-02	0,07369	0,11744
NIG	MaxLogL	0,029895	0,36216	0,05859	3,44E-02	0,08168	0,14304
Hyperbolic	Min FOF	0,122651	7,14E-13	0,19270	4,43E-29	0,27241	0,44982
Hyperbolic	MaxLogL	0,073149	7,48E-05	0,08453	6,22E-05	16,84139	17,72214

As can be seen in Table 3, the Normal distribution always has higher distances than the GH and its subclasses. Among GH family, the worst performance is from Hyperbolic. GH and NIG are the distributions that are closest to empirical distribution.

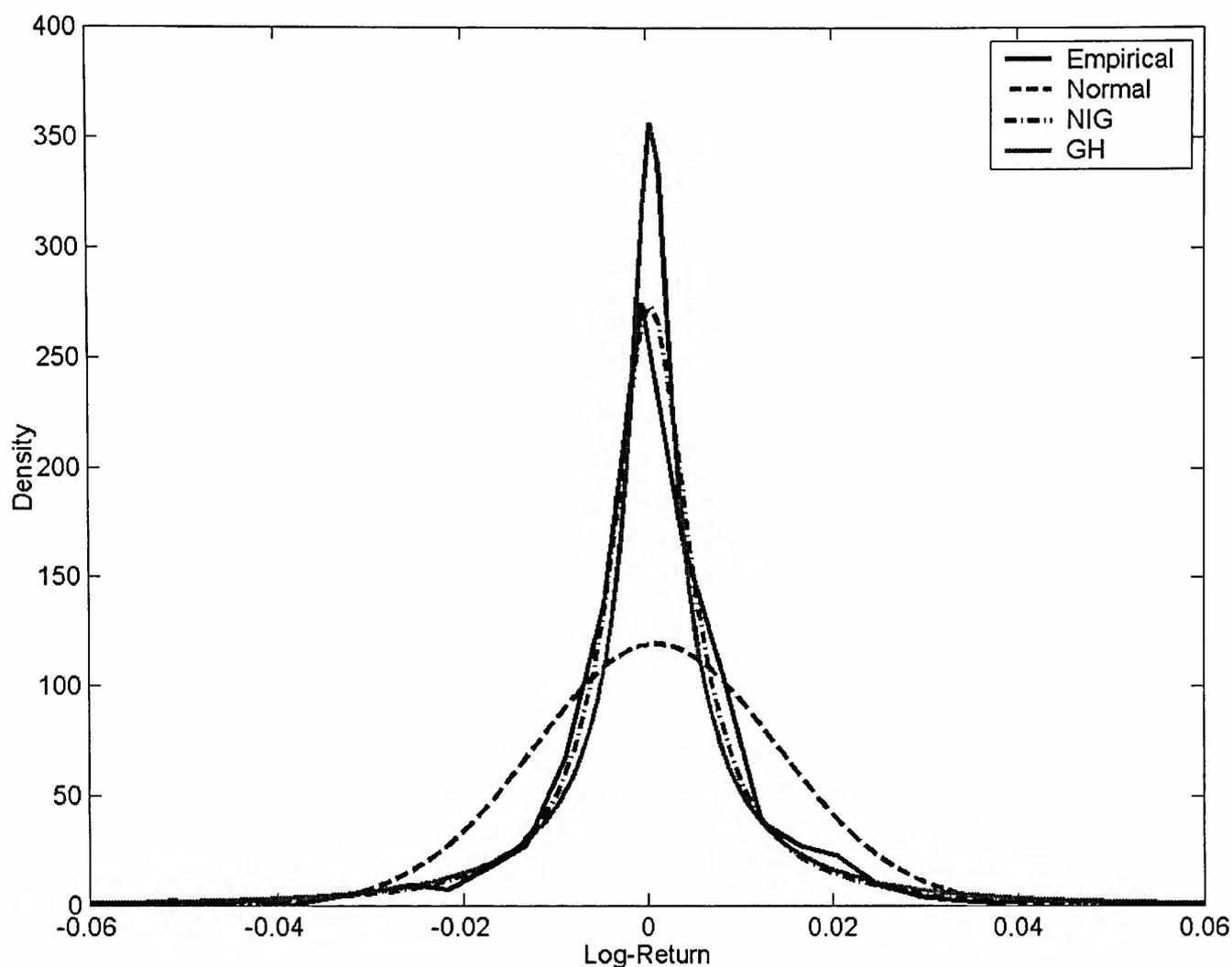
We can also analyze the goodness-of-fit of distributions to real data through a visual inspection of graphs. Figure 2 shows the GH distributions estimated by maximum log-likelihood, with Normal and Empirical distribution, and Figure 3 shows GH distributions estimated by minimum FOF, together with Normal and Empirical distribution.

Figure 2 – Density x log-return – maximum loglikelihood estimation



As we can see on Figure 2, the Normal distribution presents a density, in middle range, lower than empirical. But NIG and GH are very close to the empirical, and also close to each other (the optimal λ from the GH is -0.7 close to the -0.5 from NIG). On Figure 3, the distribution that seems to best approximate the empirical is the NIG.

Figure 3 – Density x log-return – minimum fof estimation



5 VAR CALCULATION

To verify the applicability of GH distributions to VaR calculations, a backtest was performed using several methodologies described later. To each methodology, parameters were estimated to the first 252 days from sample. After that VaR for Dollar active positions was calculated and a comparison with actual return was made. The period of 252 days was then rolled one day until the last 252 days of the sample were reached. Then, it was counted how many times effective return was outside VaR limits. With this data, the Kupiec (1995) test (see Appendix B for details), with the null hypothesis that the predicted and actual outliers are equal, was applied to verify which methodologies calculated more effectively the VaR.

The methodologies used were the following:

- Historical Simulation: based on a moving window of the previous 252 days of actual returns;

- Riskmetrics®: uses a Normal distribution and a EWMA with decay factor equal to 0.94 to calculate variance;
- Normal distribution with GARCH(1,1) volatility: uses a Normal distribution and a GARCH model to forecast the volatility;
- Unconditional Normal – uses a Normal distribution with mean and standard deviation calculated based on data from the previous 252 days;
- Unconditional GH, NIG and Hyperbolic estimated by Maximum Log-likelihood – uses a GH family distribution with parameters calculated by Maximum Log-likelihood using data from the previous 252 days;
- Unconditional NIG and Hyperbolic estimated by Minimum FOF – uses a GH family distribution with parameters calculated by Minimum FOF using data from the previous 252 days;
- GH, NIG and Hyperbolic estimated by Maximum Log-likelihood with a GARCH(1,1) volatility – first, a GH family distribution with parameters calculated by Maximum Log-likelihood using data from the previous 252 days. Then, the a GARCH(1,1) model is used to provide a forecast of the volatility. Finally, the fitted distribution is re-scaled using the volatility given by the GARCH model;
- NIG and Hyperbolic estimated by Minimum FOF with a GARCH(1,1) volatility – first, a GH family distribution with parameters calculated by Minimum FOF using data from the previous 252 days. Then, the a GARCH(1,1) model is used to provide a forecast of the volatility. Finally, the fitted distribution is re-scaled using the volatility given by the GARCH model.

The results are on Table 4.

As we can see on Table 4, all methodologies passed the Kupiec test to 5% and 10% VaR with 99% confidence level to the null hypothesis. But to 1% VaR only the GARCH models, Historical Simulation and unconditional NIGs and GH passed the test with confidence of 99%. We would say that the volatility given by a GARCH model is the most relevant factor for the success of the model.

But the distribution used is also relevant. Although the Normal with GARCH model has passed on the Kupiec test, it seems that the number of outliers given by this model is underestimated (0.87%, 3.17% and 7.36%, where the expected is 1%, 5% and 10%). The GH distributions and its subclasses with GARCH model gave the best results overall (in terms of outlier probability), no matter the estimation procedure. Although the unconditional hyperbolic distribution was rejected by the Kupiec of the 1%-VaR, the conditional Hyperbolic using GARCH had one of the best performances. Nevertheless, we could not point out specifically which is the best GH subclass - a larger time series would be necessary for that.

Regarding the estimation method, overall results are similar. As the Maximum Log-Likelihood was faster in our implementation, we recommend this method, instead of minimizing the FOF distance.

Table 4 – Backtest results

	Target VaR Probability	1%	5%	10%
Normal	Outliers Number	21	44	63
	Outliers Probability	3,03%	6,35%	9,09%
	P-value Kupiec	1,51E-05	0,1171	0,4186
Historical Simulation	Outliers Number	12	36	58
	Outliers Probability	1,73%	5,20%	8,37%
	P-value Kupiec	0,0795	0,8151	0,1421
RiskMetrics	Outliers Number	20	41	61
	Outliers Probability	2,89%	5,92%	8,80%
	P-value Kupiec	4,85E-05	0,2815	0,2843
GARCH	Outliers Number	6	22	51
	Outliers Probability	0,87%	3,17%	7,36%
	P-value Kupiec	0,7163	0,0184	0,0155
GH (Max LogLik.)	Outliers Number	13	45	74
	Outliers Probability	1,88%	6,49%	10,68%
	P-value Kupiec	0,0380	0,084	0,5556
Hyperbolic (Max LogLik.)	Outliers Number	16	46	71
	Outliers Probability	2,31%	6,64%	10,25%
	P-value Kupiec	0,0031	0,059	0,8302
NIG (Max LogLik.)	Outliers Number	13	46	73
	Outliers Probability	1,88%	6,64%	10,53%
	P-value Kupiec	0,0380	0,0590	0,6420
Hyperbolic (Min FOF)	Outliers Number	15	45	70
	Outliers Probability	2,16%	6,49%	10,10%
	P-value Kupiec	0,0079	0,089	0,9597
NIG (Min FOF)	Outliers Number	11	44	72
	Outliers Probability	1,59%	6,35%	10,39%
	P-value Kupiec	0,1559	0,1236	0,7629
GARCH (Max LogLik.)	Outliers Number	6	38	78
	Outliers Probability	0,87%	5,48%	11,26%
	P-value Kupiec	0,7163	0,5651	0,2792
Hyperbolic (Max LogLik.)	Outliers Number	6	32	66
	Outliers Probability	0,87%	4,62%	9,52%
	P-value Kupiec	0,7163	0,6400	0,6739
GARCH (Max LogLik.)	Outliers Number	6	37	75
	Outliers Probability	0,87%	5,34%	10,82%
	P-value Kupiec	0,7163	0,6852	0,4757
Hyperbolic (Min FOF)	Outliers Number	6	35	75
	Outliers Probability	0,87%	5,05%	10,82%
	P-value Kupiec	0,7163	0,9514	0,4757
GARCH (Min FOF)	Outliers Number	6	46	89
	Outliers Probability	0,87%	6,64%	12,84%
	P-value Kupiec	0,7163	0,0590	0,0164

6 CONCLUSION

The unconditional GH distributions showed to be more adequate than Normal for the US Dollar/Brazilian Real exchange rate modeling. That is evidenced by a distance analysis between empirical and theoretical distributions. On the backtesting, all methods were approved by the Kupiec test for the 5% and 10% VaR. For the 1%-VaR, recommended by the Basel Committee, the Historical Simulation, unconditional NIG and GH, the all conditional distributions using GARCH were approved by Kupiec at 1% significance level. If we consider Kupiec at 5% confidence level, only the GARCH models and Historical simulation are approved. Therefore, we recommend the use of a GH subclass distribution with a volatility given by GARCH model, when calculating the 1% VaR.

Although it is the most used test, the Kupiec test is known as being a not very powerful test (e.g. it fails to reject the null hypothesis when it is actually false). Therefore, a suggestion for further research would be to implement other backtesting procedures such as the one proposed by Christoffersen (1998), that considers also the independence of the outliers, beside the proportion.

Another suggestion for further research is to apply a GH family distribution with a GARCH process for other kinds of Brazilian assets, such as bonds, and also to portfolios. The application for portfolios is special relevant, as it simulates real world applications of Risk Managers.

Finally, the same methodology may be extended to calculate other Risk Measures, such as the Expected Shortfall, since the VaR measure do not consider the size of tail losses.

REFERENCES

- Anderson, T. W.; Darling, D. A. Asymptotic theory of certain goodness of fit criteria. *Annals of Mathematical Statistics*, v. 23, Issue 2, p. 193-212, 1952.
- Barndorff-Nielsen, O. Exponentially decreasing distributions for the logarithm of particle size. *Proceedings of the Royal Society London A*, p. 401-419, 1977.
- Blæsild, P.; Sørensen, M. 'Hyp' a computer program for analyzing data by means of the hyperbolic distribution. *Research Report 248*, Department of Theoretical Statistics, Aarhus University, 1992.
- Brauer, C. Value at risk using hyperbolic distributions. *Journal of Economics and Business*, v. 52, p. 455-467, 2000.
- Christoffersen, Peter F. Evaluating interval forecasts. *International Economic Review*, v. 39, p. 841-62, 1998.
- Dowd, K. *Measuring market risk*. John Wiley and Sons, 2002.
- Eberlein, E.; Keller, U. Hyperbolic distributions in finance. *Bernoulli* 1, p. 281-299, 1995.
- Eberlein, E.; Prause, K. The generalized hyperbolic model: financial derivatives and risk measures. *Mathematical Finance - Bachelier Congress 2000*, p. 245-268, 2000.
- Eberlein, E., Keller, U.; Prause, K. New insights into smile, mispricing, and value at risk: The hyperbolic model. *Journal of Business*, v. 71, n. 3, p. 371-405, 1998.
- Fajardo, J.; Farias, A. Generalized hyperbolic distributions and Brazilian data. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 2. n. 24, p. 249-272, 2004.
- Farias, A. R.; Ornelas, J.; Fajardo, J. Goodness-of-fit test focuses on VaR estimation. *Working Paper*, Ib-mec Business School, 2002.
- Kuiper, N. *Proceedings of the Koninklijke Nederlandse Akademie van Wetenschappen*. Ser. A, v. 63, p 38-47, 1962.

- Kupiec, P. H. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *Journal of Derivatives*, p. 73-84, Winter 1995.
- Massey, F. J. The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit. *Journal Am. Statistic Ass.* 46, p. 68-78, 1951.
- Prause, K. *The generalized hyperbolic model: estimation, financial derivatives, and risk measures*. 1999. PhD Thesis, University of Freiburg.
- Rydberg, T. H. Why financial data are interesting to statisticians. *Working Paper 5*, Centre for Analytical Finance of the university of Aarhus, 1997

APPENDIX A – PARAMETERIZATIONS OF THE GENERALIZED HYPERBOLIC DISTRIBUTION

There are in the literature several parameterizations for the GH that is scale- and location-invariants. Three of them are presented to follow:

$$\text{Second parametrization : } \quad \zeta = \delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2}, \psi = \beta / \alpha$$

$$\text{Third parametrization : } \quad \xi = (1 + \zeta)^{-1/2}, \chi = \xi \psi$$

$$\text{Fourth parametrization } \quad \bar{\alpha} = \alpha \delta, \bar{\beta} = \beta \delta$$

Further details and a proof of the invariance of these parameterizations can be viewed at lemma 1.5 of Prause (1999).

APPENDIX B – THE KUPIEC TEST

The Kupiec (1995) test is the most used Backtesting for Value at Risk calculations. It is a test of the proportion of losses that exceeds VaR. The idea is to test whether the observed frequency of losses greater than VaR is consistent with the frequency predicted by the model. The null hypothesis is that the actual and predicted proportions of observations that exceed VaR are equal, i.e., the model is adequate. Under the null hypothesis, the number of losses beyond VaR follows a binomial distribution:

$$P(x; n, p) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

where n is the sample size and p is the expected probability, in this case the VaR significance level.

The test statistic is given by:

$$LR = 2 \left(\ln \left(\left(\frac{x}{n} \right)^x \left(1 - \frac{x}{n} \right)^{n-x} \right) - \ln \left(p^x (1-p)^{n-x} \right) \right)$$

where x is the number of VaR exceptions.

LR follows a chi-squared distribution with one degree of freedom.

Although the Kupiec test is the most commonly used, it has been criticized for two reasons. First, it is reliable only with very large samples (Dowd, 2002). Second, it does not verify for the independence of the exceptions, so one period of high number of exceptions may counterbalance a period of low number, with the final result being close to the average number of exceptions.

THE SPATIAL PATTERN OF CRIME IN MINAS GERAIS: AN EXPLORATORY ANALYSIS*

Eduardo Simões de Almeida[§]
Eduardo Amaral Haddad[¤]
Geoffrey J. D. Hewings[†]

RESUMO

Este artigo procura examinar o padrão espacial do crime no Estado de Minas Gerais. Em termos metodológicos, o artigo usa a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) para estudar a distribuição das taxas de crime em mais de 750 municípios deste Estado para 1995. Os resultados revelam que as taxas de crime não são distribuídas aleatoriamente, sugerindo autocorrelação espacial positiva. Além disso, a heterogeneidade espacial, representada tanto pela associação espacial local positiva (regimes espaciais com municípios AA e BB) como pela associação espacial local negativa (regimes espaciais com municípios AB e BA), é identificada. Somente um *outlier* espacial do tipo AA é detectado, porém não tem qualquer influência no nível da autocorrelação espacial, medido pelo I de Moran. Ademais, um modelo simples de regimes espaciais com efeitos inerciais, mas sem qualquer covariada causal, tem um poder explicativo de aproximadamente 70% da variação nos dados de crime. A esse respeito, o efeito inercial é um aspecto muito relevante do crime em Minas Gerais. O padrão da distribuição espacial revelado por meio do AEDE fornece um embasamento empírico e sólido para a posterior especificação econométrica de modelos multivariados.

Palavras-chave: análise exploratória de dados espaciais (AEDE), taxas de crime, regimes espaciais, efeitos inerciais, autocorrelação espacial.

ABSTRACT

This paper is aimed at examining spatial pattern of crime in the state of *Minas Gerais*, Brazil. In methodological terms, this paper uses exploratory spatial data analysis (ESDA) to study the distribution of crime rates in more than 750 municipalities of this state for 1995. The findings reveal that crime rates are distributed non-randomly, suggesting positive spatial autocorrelation. Moreover, spatial heterogeneity represented by both the positive local spatial association (spatial regimes of HH and LL municipalities) and the negative local spatial association (spatial regimes of HL and LH municipalities) is identified. Only one spatial outlier of HH type is detected, but it does not have any influential impact on the level of spatial autocorrelation, measured by the Moran's *I*. Furthermore, a simple spatial regimes model with inertial effects, but without any causal covariates, has an explanatory power of about 70% of the variation in the crime data. In this regard, the inertial effect is a very relevant aspect of the crime in *Minas Gerais*. The pattern of spatial distribution revealed through ESDA provides an empirical and solid foundation for the further econometric specification of multivariate models.

Key words: exploratory spatial data analysis (ESDA), crime rates, spatial regimes, inertial effects, spatial autocorrelation.

JEL classification: C21.

* Eduardo Almeida acknowledges the support provided by CAPES Foundation and Eduardo Haddad acknowledges CNPq and Fapesp.

§ Dept. of Economics, University of São Paulo.

¤ Dept. of Economics, University of São Paulo and Regional Economics Applications Laboratory (REAL), University of Illinois.

† Regional Economics Applications Laboratory (REAL), University of Illinois.

1 INTRODUCTION

More than three decades have passed since Gary Becker, a Nobel Prize winner, published a path-breaking article upon economic theory of crime. (Becker, 1968). Once the crime is a socio-economic phenomenon that has multiples causes, there have been many studies examining various aspects of the crime over the years. For instance, Glaezer, Sacerdote and Scheinkmann (1995) have focused the relationship between crime and social capital (or, in other words, sense of community). Lewitt (1996; 1997; 1998) has studied the effects of deterrence (police activities and system of justice) upon crime levels. Kelly (2000) and Fajnzylber *et al* (2001) have analyzed the role played by social inequalities as determinants of criminal behavior. Lochner and Moretti (2001) have examined the effect of education on crime. Witte and Tauchen (1994) have investigated work and crime. Ehrlich (1973) has concentrated his efforts in finding out the role of deterrence on crime.¹

According Messner *et al.* (1999), it is important to study crime in order to understand where it happens as well as to whom and by whom. In other words, the authors mean the space deserves to be investigated as a relevant aspect of the crime. Most applications considering the relationship between space and crime in the literature adopt spatial econometric models as the preferred methodological tool.

Spatial econometrics is an emerging field in quantitative methods applied for regional science. The difference of spatial econometrics from the standard econometrics refers to characteristics of the socio-economic interaction among agents in a system and the structure of this system across space. These interactions and structures generate spatial effects in various socio-economic processes. These effects are made up of the **spatial heterogeneity** and the **spatial autocorrelation**. The spatial autocorrelation refers to socio-economic interactions among agents, whereas the spatial heterogeneity regards to aspects of the socio-economic structure over space. (Anselin, 1988; Anselin e Bera, 1998).

In space the interaction has a multidirectional nature, generating spatial effects that violate a vital assumption of the classic linear regression model, to wit, the spherical errors assumption. Furthermore, since the heteroskedasticity is resilient to several standard procedures to correct it, it is very likely that its source comes from intricate relationship to the spatial autocorrelation. In spatial processes, it is common that heteroskedasticity generates spatial dependence and, in turn, spatial dependence also induces heteroskedasticity. (Anselin e Bera, 1998).

These characteristics provoke serious difficulties for identifying proper spatial econometric models. Consequently, the identification task may become very time demanding and cumbersome; or worst, lead to estimate wrong spatial econometric models.

An appropriate exploratory spatial data analysis (ESDA) can help to overcome such an identification problem, furnishing clear guesses and indications about the existence of spatial regimes, preliminary spatial autocorrelation, potential regressors, spatial trends, the influence of spatial outliers, etc. Hence, some ESDA work precedes a good spatial econometric modeling.

ESDA is a collection of techniques for the statistical analysis of geographic information, intended to discover spatial patterns in the data and to suggest hypotheses, by imposing as little prior structure as possible. The reason for this approach stems from the drawbacks of the conventional methods such as visual inspection and standard multivariate regression analysis that "*are potentially flawed and may therefore suggest spurious relationships.*" By the same token, "*human perception is not sufficiently rigorous to assess 'significant' clusters and indeed tends to be biased toward finding patterns, even in spatially random data.*" (Messner *et al.*, 1999, p. 426-427). Accordingly, it is necessary

¹ For a complete survey of crime studies, see Freeman (1999).

to use formal tests and quantitative tools to analyze these spatial patterns to avoid misinterpretations.

ESDA, like its forerunner Exploratory Data Analysis introduced by Tukey (1977), is not aimed at testing theories or hypothesis, hence it “*may be considered as data-driven analysis.*” (Anselin, 1996, p. 113). One of its roles is to shed light on future possibilities in modeling and theorizing; the primary objective is let the data speak for themselves. As an aftermath, the ESDA can be regarded as the first step in the econometric modeling of the crime. This paper illustrates the ESDA approach, applying for Brazilian crime data.

Nowadays crime is one of most relevant socio-economic phenomena over the world. Crime imposes immense social costs, representing pernicious effects on economic activity and quality of life. In the United States, crime costs represent more than 5 percent of the US gross domestic product (GDP). Similar estimations point out that crime-related cost in Latin America is also around 5 percent of GDP. In Mexico, the social losses related to crimes amount about 5 percent, whereas in El Salvador and Colombia these costs are about 9 percent and a little more than 11 percent, respectively. In Brazil, crime costs around 3 percent of GDP. (Fajnzylber *et al.*, 2000, p. 223-224).

However, crime is not a random activity: prior research has suggested significant spatial and temporal concentrations. A national or state average may be misleading since it reveals nothing about variability within the country or state. If crime is indeed spatially concentrated, then analysis of patterns and causes will require a different approach than in the case where it is most evenly distributed. This paper will explore where crime happens, controlling for spatial effects. To this end, the exploration of the patterns of crime in Minas Gerais will consider spatial interaction among the locations to understand their heterogeneity and dependence.

In the literature, there are some studies relating, explicit or implicitly, space and crime. We begin here with a very brief overview of the literature on the role of the geographic space in the study of crime.² Place-based theories of crime seek to explain the relationship between place and crime. According to Anselin *et al.* (2000, p. 216), “*routine activities that bring together potential offenders and criminal opportunities are specially effective in explaining the role of place in encouraging or inhibiting crime. The resulting crime locales often take the form of facilities – places that people frequent for a specific purpose – that are attractive to offenders or conducive to offending. Facilities might provide an abundance of criminal opportunities (...). Or they might be the sites of licit behaviors that are associated with increased risk of crime (...).*”

Ecological theories seek, in turn, to explain variations in crime rates through the differing incentives, pressures and deterrents that individuals face in different environments (different locations). The most famous ecological theory is the economic theory of crime developed by Becker (1968) and Ehrlich (1973). This theory asserts “*individuals allocate time between market and criminal activity by comparing the expected return from each, and taking account of the likelihood and severity of punishment.*” (Kelly, 2000, p. 530). Ecological theory highlights the economic factors within an individual cost-benefit analysis of the criminal activity.

Glaezer and Sacerdote (1996) furnish another theory of crime, linked implicitly to space. They investigate why crime rates are much larger in large cities than in small cities and rural areas. Their findings indicate that city size and urbanization rates are important variables to consider in crime studies.

Using an ESDA approach, similar to the one developed in this paper, we found studies analyzing homicide rates in Saint Louis metropolitan area. (Messner *et al.*, 1999; Messner and Anselin,

² For a more detailed review of literature on space and crime, see Messner *et al.* (2000), Messner and Anselin (2001) and Anselin *et al.* (2000).

2001). The authors found that there is the presence of potential diffusion processes in criminal activity.

In the Brazilian literature, there is no study investigating the spatial patterns of crime, adopting this set of spatial statistical tools.³ Consequently, this paper is pioneer in doing this kind of investigation, using a vast collection of exploratory spatial statistics methods in order to extract information from Brazilian crime data.

The rest of the paper is divided as follows. Section 2 discusses the data used in the spatial analysis. Section 3 presents the results of the application of the ESDA approach. The conclusions and final remarks are shown in section 4.

2 THE DATA

The crime data for this paper come from the *Secretaria de Segurança Pública do Estado de Minas Gerais* (Public Security Secretariat of the State of *Minas Gerais*). The data consist of the distribution of crime rates in 754 “*municípios*” (municipalities) of the state of *Minas Gerais* for 1995. The crime rate used here is aggregated by municipality of residence and expressed as a rate of homicides and homicide attempt per 100,000 people.

As the crime data come from an official source, there is potentially a problem of underreporting. That is to say, only a fraction of all crimes makes its way to official statistics. However, the use of homicides and homicide attempts as a crime rate shows the property of precision: underreporting is low for this kind of data, unlike crime as theft or rape (Fajnzylber *et al.*, 2000). Besides, the incidence of homicide is regarded as a proxy for crime rate in most studies.

Minas Gerais is an interesting case to be examined from the 27 Brazilian states with respect to socio-economic phenomena like crime. This is because *Minas Gerais* state is Brazil's third richest state, the country's second most populous state and Brazil's fourth largest state but also because there is strong regional inequalities within its territory (see Table 1). It is noteworthy observing that the regions *Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba*, *RMBH* and *Sul/Sudoeste* possess just 31 percent of *Minas Gerais*' territory, but they host 53 percent of *Minas Gerais*' population and 67 percent of the state's production. The regions *Noroeste*, *Norte de Minas*, *Vale do Jequitinhonha* and *Vale do Mucuri* possess almost half of the state's territory, but they contain just 17 percent of *Minas Gerais*' population and about 18 percent of the state's production.

Map 1 shows the demographic density across regions in *Minas Gerais* for 1995. There exists some variation in the level of demographic density among regions of *Minas Gerais*. First, *RMBH* is the densest region in the State. Second, the southern part of the State hosts the location of the denser regions, such as *Oeste*, *Sul/Sudoeste*, *Campos das Vertentes*, *Juiz de Fora* and *Vale do Rio Doce* (besides *RMBH*), symbolized in Map 1 with darker shading. Third, the northern part of the State is compounded by less dense regions, represented with lighter colors in Map 1. The observation of map 1 reveals that, for *Minas Gerais*, levels of demographic density are not distributed equally across its territory.

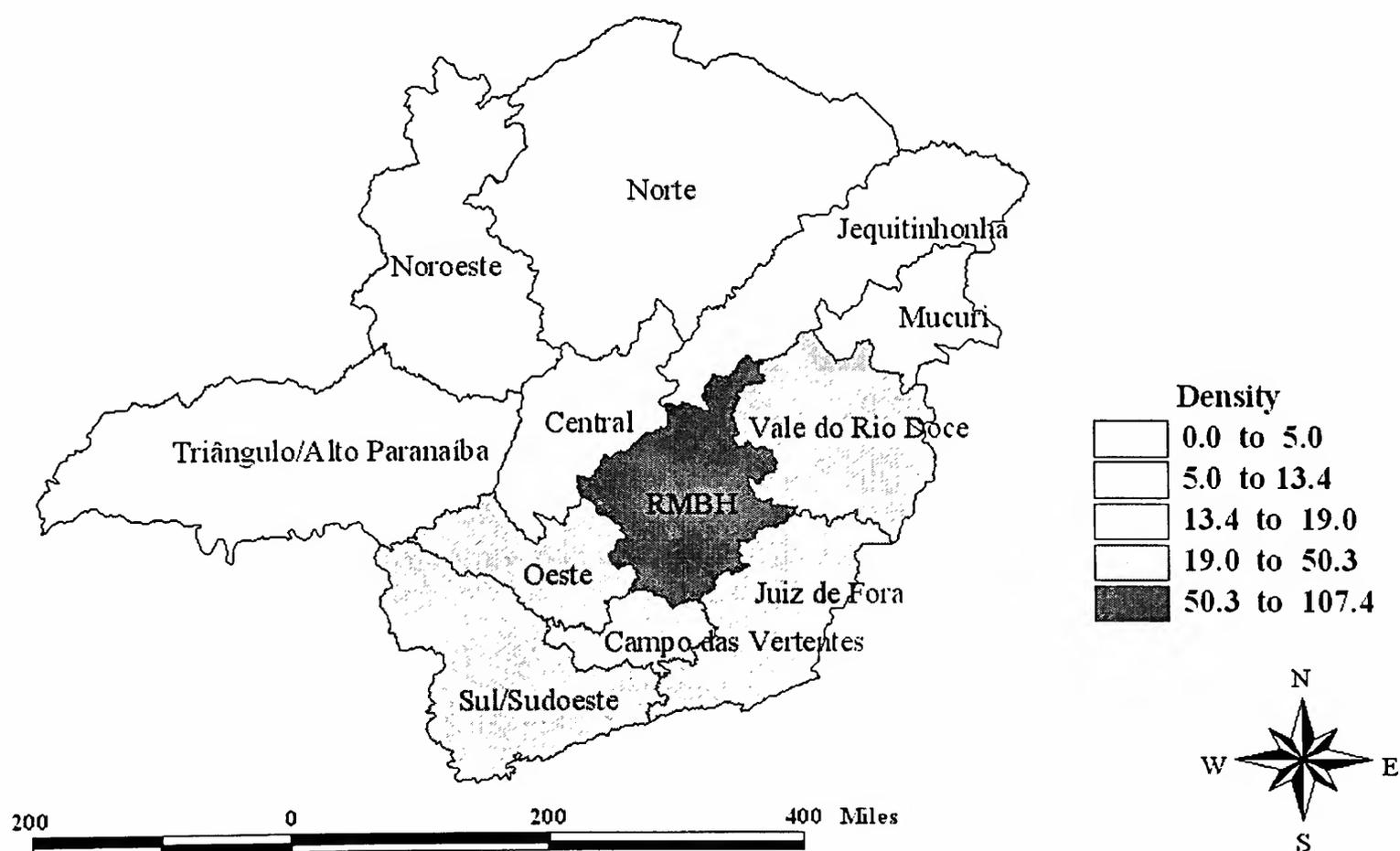
3 Sartoris Neto (2000) has applied a STARMA model to investigate crime in *São Paulo* city.

Table 1 - Area, population and production in *Minas Gerais* (1996)

Region	Area	Population	Production
Noroeste	10,7	1,9	1,6
Norte	21,7	8,7	4,4
Jequitinhonha	8,6	4,1	1,1
Vale do Mucuri	3,4	2,4	1,0
Triângulo/Alto Paranaíba	15,5	10,2	11,7
Central	5,4	2,2	1,6
RMBH	6,7	29,9	44,6
Vale do Rio Doce	7,2	9,0	9,1
Oeste	4,1	4,6	3,8
Sul/Sudoeste	8,5	12,5	10,9
Campo das Vertentes	2,1	2,9	1,9
Zona da Mata	6,1	11,6	8,3

Note: *Empirical pseudo-significance based on 999 random permutations.

Source: IBGE.

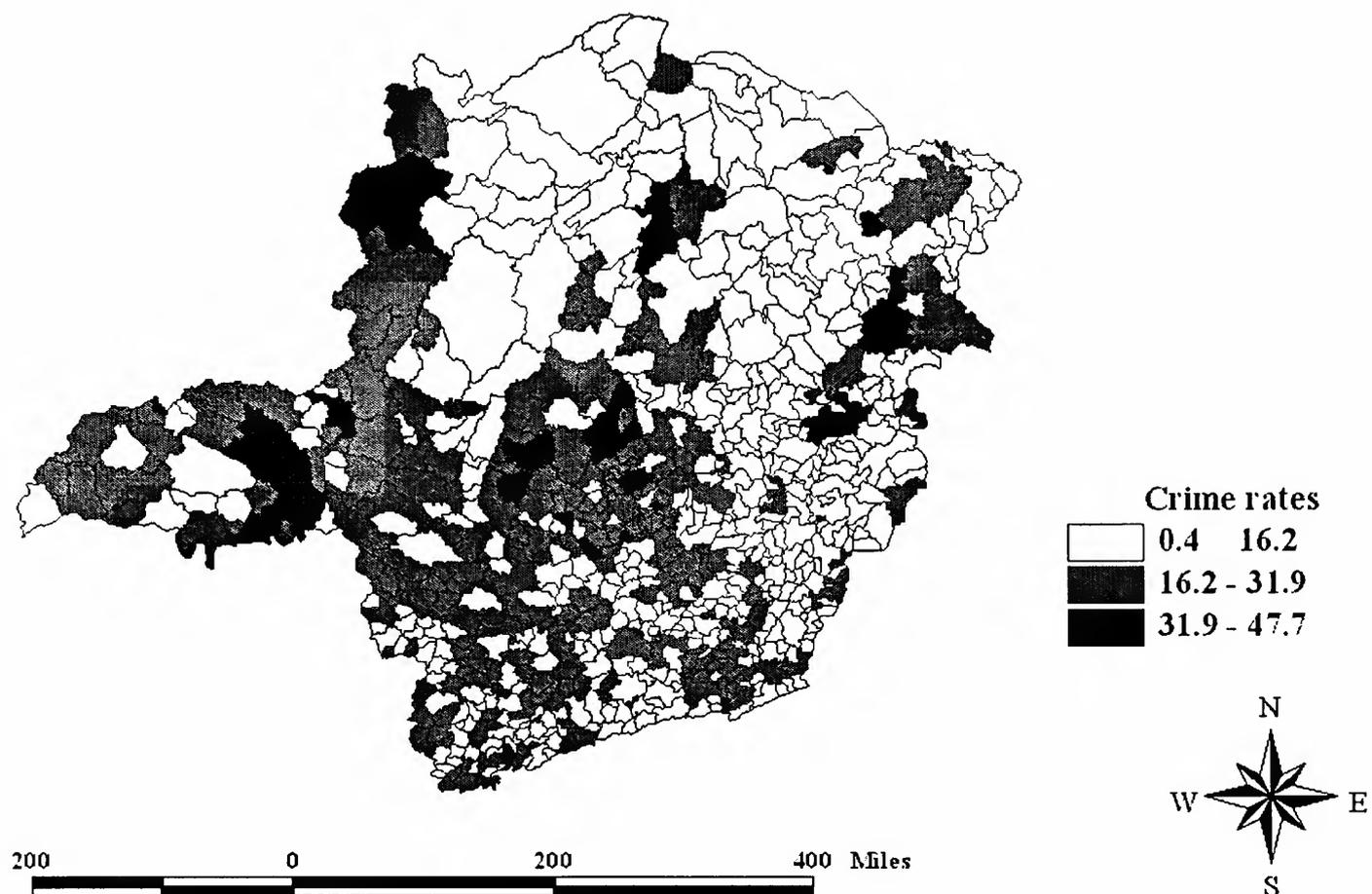
Map 1 – Demographic density of *Minas Gerais*

3 EMPIRICAL RESULTS OF ESDA⁴

3.1 Tests for global spatial autocorrelation

We begin the analysis with the choropleth map of the data crime. Map 2 shows the data for 1995. The spatial pattern of the crime rates is illustrated in this map, with the darkest shade corresponding to the highest rate range. The suggestion of spatial clustering of similar values that follows from the visual inspection of this map needs to be confirmed by formal tests.

Map 2 Crime rates in *Minas Gerais* in 1995



The first step in a study of ESDA is to test this hypothesis: are the spatial data randomly distributed? To do that, it is necessary to use global autocorrelation statistics.

The spatial correlation coefficient Moran's I was proposed in 1948.⁵ The underlying hypothesis is spatial randomness, that is, there is the absence of spatial dependence in the data. Intuitively, spatial randomness can be expressed as follows: values of an attribute at a location do not depend on values of an attribute at neighboring locations.

4 Most results of this section were obtained through SpaceStat™ extension for ArcView™ (see Anselin, 1999b). Other results were generated in the ArcGIS™ and in the CrimeStat (see Levine, 2002).

5 Formally, this statistics is given by:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2}$$

where n is the number of locations, y_i is the data value of attribute in analysis (in our case, crime rate), w_{ij} is a spatial weight for the pair of locations i and j .

Moran's I has an expected value of $-[1/(n-1)]$, that is, the value that would be obtained if there was no spatial pattern in the data.⁶ The calculated value of I should be equal to this expectation, within the limits of statistical significance, if the y_i is independent of the values of y_j , $j \in J$ (and J is the set of neighboring locations). Values of I that exceed $-[1/(n-1)]$ indicate positive spatial autocorrelation. Values of I below the expectation indicate negative spatial autocorrelation. As the number of locations increases, this expectation approaches zero, which is the expectation for an ordinary correlation coefficient.

There are many possible spatial weights matrices, depending on the choice of the nonzero elements for pairs of correlated observations. For the analysis of the crime rates in *Minas Gerais*, we used the criterion of binary neighborhood, namely, if two locations are neighbors (that is, they have a boundary in common of non-zero length), a value of 1 is taken on; otherwise, a value of zero is assigned. There are two conventions used in the construction of a binary spatial weights matrix: rook and queen conventions. In the rook convention, only common boundaries are considered in the computation of spatial weights matrix, while, in the queen convention, both common boundaries and common nodes are considered.⁷

Table 2 reports the global Moran's I statistics for all municipalities of *Minas Gerais* in 1995. The statistical evidence in Table 2 casts doubt on the assumption of spatial randomness of the crime data for *Minas Gerais*. In fact, since the computed value of I exceeds its theoretical value, we can reject the hypothesis of no spatial autocorrelation at 0.1% significance level for 1995. These results are invariant with regards to convention of binary neighborhood used for the construction of the spatial weights (queen or rook). In addition, Moran's I provides clear indication that the spatial autocorrelation for crime rate in *Minas Gerais* is positive. That is, municipalities with a high crime rate are also adjacent to municipalities with a high crime rate. In an analogous manner, municipalities with a low crime rate are adjacent to municipalities with a low crime rate as well. That is the intuitive meaning of positive spatial autocorrelation.

Table 2 – Global Moran's I statistics for crime rates in *Minas Gerais*

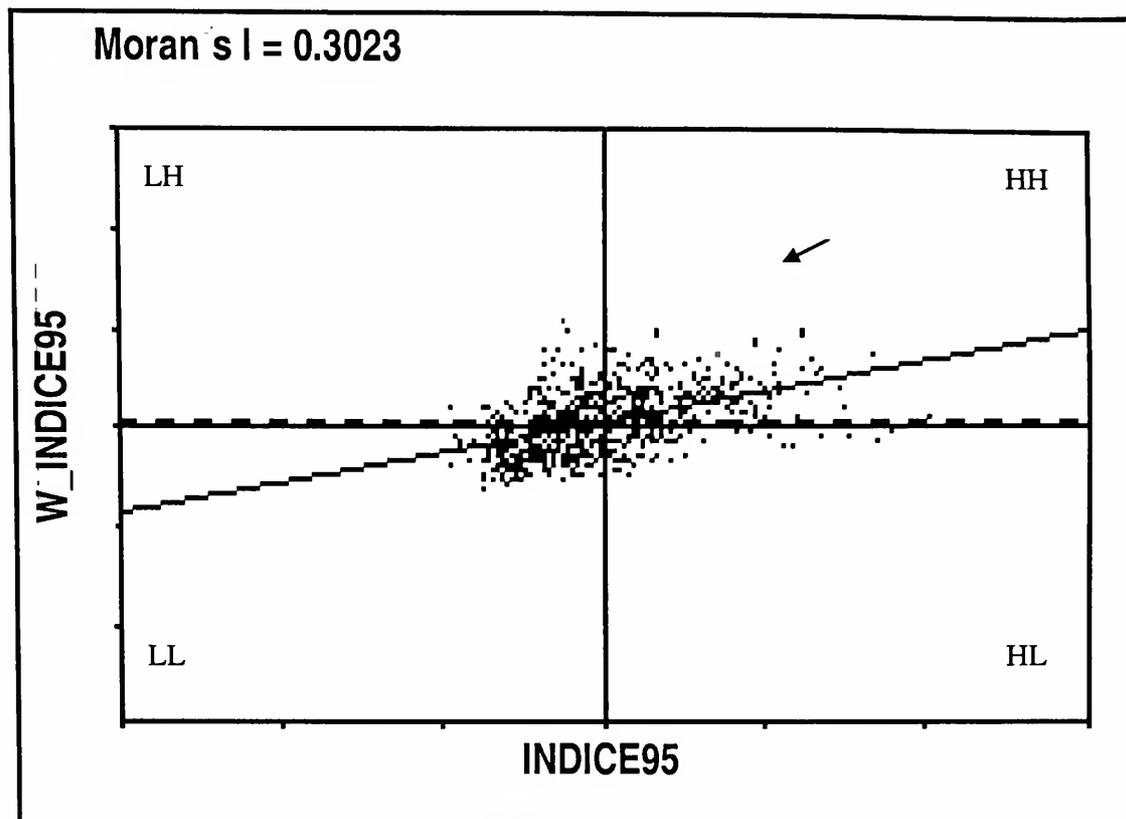
Convention	I statistics	Probability level
Queen	0,302	0,001
Rook	0,303	0,001

An alternative approach to visualize spatial association is based on the concept of a Moran Scatterplot, which shows the spatial lag (i.e. the average of the attribute for the neighbors) on the vertical axis and the value at each location on the horizontal axis (see Figure 1). Note that the variables are expressed in standardized form with mean zero and standard deviation equal to one. (Anselin, 1999a, p. 261).

6 It is noteworthy perceiving that most correlation measures have an expected value of zero.

7 For more details on the concept of binary neighborhood, see Anselin (1988).

Figure 1 – Moran scatterplot for crime in 1995



Thus, Moran's I (the slope of the line in Figure 1) provides a formal indication of the degree of linear association between a vector of observed values y (crime rates) and a weighted average of the neighboring values, or spatial lag, Wy . When the spatial weights matrix is row-standardized such that the elements in each row sum to 1, the Moran's I is interpreted as a coefficient in a regression of Wy on y (but not of y on Wy). As the slope is positive in the Moran scatterplot (see Figure 1), once again we corroborate, diagrammatically, the existence of positive global spatial association.

While the overall tendency depicted in the Moran scatterplot is one of positive spatial association, there are many municipalities that show the opposite, that is, low values surrounded by high values (low-high negative association), portrayed in the upper left quadrant. In addition, there are many municipalities that represent high values surrounded by low values (high-low negative association), portrayed in the lower right quadrant.

In an interactive ESDA setting, it is important to identify outliers or high leverage points that spuriously influence the global spatial association measure. Outliers are observations that do not follow the same process of spatial dependence as the majority of the data. The Moran scatterplot can be very helpful to do this. In fact, the Moran scatterplot is able to identify four types of spatial outliers, namely, HH, LL, HL and LH depending on the quadrant where the outlier lies in.

Spatial outliers are defined in terms of their neighboring observations. An outlier HH is an observation whose value is extremely high in comparison with its neighboring values, which are high as well. An outlier LL is an observation whose value is extremely low with reference to its neighboring values, which are also low. An outlier HL is an observation whose value is extremely high with regards to its neighboring values, which are low. Finally, an outlier LH is an observation whose value is extremely low concerning its neighboring values, which are high.

The fundamental questions are the following: how high is necessary to be detected as an outlier? And how do the detected outliers influence the Moran's I ?

To detect spatial outliers, it is necessary to use again the Moran scatterplot with the help of the lines drawn at two standard deviations along both axes. It is worthy noting that any observation that lies outside the two standard deviation range for the horizontal axis and the two standard deviation range for the vertical axis in figure 1 can have influential and pernicious effect on the position of the line indicating diagrammatically the Moran's I . The only observation that falls outside these two standard deviation ranges is the "município" called *Água Comprida*. This outlier can be classified as being HH, because it lies in the upper right quadrant (look at the arrow in Figure 1).

Is the Moran's I sensitive to this outlier HH detected? In order to assess the degree of sensitivity, we calculate the new Moran's I , excluding this outlier detected. Doing this, the regression line (Moran's I) is pulled a bit downwards, and the new value of Moran's I is 0.2960, indicating yet a positive spatial autocorrelation (corrected to the influence of outliers). In this case, our conclusion is that the outlier HH detected does not exert influence in the computation of the global spatial correlation measure.

3.2 Spatial clustering analysis

The indication of global patterns of spatial association may correspond to the local analysis, although this is not necessarily the case. In fact, there are two cases involved. The first case occurs when no global autocorrelation hides several significant local clusters. The opposite case is when "a strong and significant indication of global spatial association may hide totally random subsets, particularly in large dataset." (Anselin, 1995, p. 97).

The global indicators of spatial association are not capable of identifying local patterns of spatial association, such as clusters or spatial outliers in the data that are statistically significant. To overcome this obstacle, it is necessary to implement a spatial clustering analysis.

Anselin (1995) suggested a new kind of indicator for capturing spatial clusters, known as a local indicator of spatial association (LISA). The intuitive interpretation is that LISA provides for each observation an indication of the extent of significant spatial clustering of similar values around that observation.

LISA (like local Moran) can be used as the basis for testing the null hypothesis of local randomness, that is, no local spatial association. (Anselin, 1995, p. 95). LISA statistics have two basic functions. First, it is relevant for the identification of significant local spatial clusters. Second, it is important as a diagnostic of local instability (spatial outliers) in measures of global spatial association. (Anselin, 1995, p. 102). Map 3 shows the significance of the local Moran statistics.⁸

There are various LISA statistics in the spatial analysis literature.⁹ We adopted here the local version of Moran's I , because it allows for the decomposition of the pattern of spatial association into four categories, corresponding to the four quadrants in the Moran scatterplot (see Figure 1). Map 3 combines the information of the Moran scatterplot and the LISA statistics. It illustrates the classification into four categories of spatial association that are statistically significant in terms of the LISA concept.¹⁰

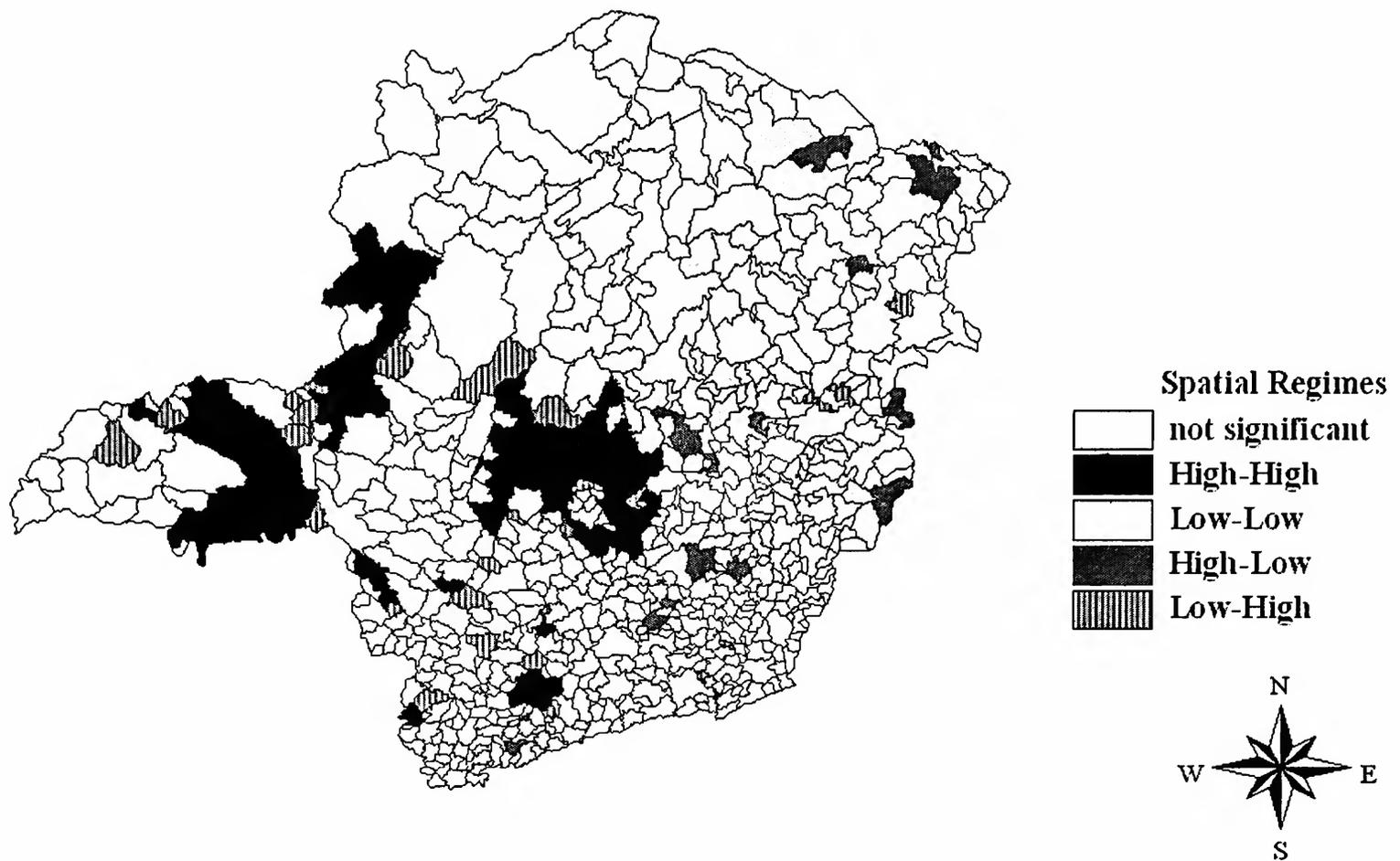
8 Following Anselin (1995), local Moran statistic for an observation i can be stated as

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

where the observation z_i, z_j are in deviation from the mean, and the summation over j is such that only neighboring values $i \in J_i$ are included, where J_i is set of neighbors of i .

9 For more details on examples of LISA statistics, see Anselin (1995).

Map 3 - Moran significance map for crime rates



Beginning with the Moran significance map for crime (Map 3), we find evidence of spatial grouping. Overall, there are some clusters of municipalities with high crime rates, as well as neighbors with high crime rates in the *Triângulo/Alto Paranaíba* and the Central region (mainly in *RM-BH*), besides the South-Southwestern *Minas Gerais* and the Northwestern Minas. The reason for this kind of cluster is because the crime is a contagious phenomenon, spreading over space and time. There are also some municipalities in these regions that are LH: municipalities with a low crime rate surrounded by municipalities with a high crime rate. In general terms, it seems that there are groupings of crime around the larger cities of *Minas Gerais* (or population agglomerations with a high urbanization rate).

To find more evidences about clusters, we implement the spatial ANOVA to test significant difference in means of crime rates between each spatial regime. In this context, spatial regimes are regarded as treatment indicators. The basic model consists of a regression of crime rates on a constant term and the treatment indicator representing each spatial regime. For example, this indicator for HH municipalities takes on a value of 1 when the “municipality” is located in the high-high spatial regime, and a value of zero otherwise. It is worthy noting that there are two underlying assumptions about ANOVA analysis, namely, the homoskedasticity and the absence of autocorrelation in the regression model. If these assumptions are not met, the ANOVA results may be misleading.

¹⁰ The LISA statistics (specifically, the local Moran) was chosen in detriment of the Gettis-Ord statistics, because the former conveys more information about the local spatial association. Indeed, the local Moran can identify four categories of spatial association, namely, high-high, low-low, high-low and low-high associations, whereas the Gettis-Ord statistics can detect just two categories: the high-high and the low-low associations.

Table 3 – Spatial ANOVA results

Variables	Regressions			
	1	2	3	4
Constant	14,423 (51.905) [0.000]	16,496 (56.479) [0.000]	15,390 (52.929) [0.000]	15,588 (53.277) [0.000]
HH	10,738 (11.941) [0.000]			
LL		-7,742 (-9.749) [0.000]		
HL			2,942 (1.427) [0.154]	
LH				-3,743 (-2.465) [0.014]
Adj. R-squared	0,158	0,111	0,001	0,007

Notes: t-values are in parenthesis, whereas probability levels are in brackets.

Table 3 shows the regression results. Four ANOVA regressions were estimated. The first regression uses spatial regime formed by HH municipalities as the treatment indicator. The second one adopts the spatial regime of LL municipalities like treatment indicator, whereas the third and fourth ones use the spatial regimes formed by HL and LH municipalities, respectively.

Table 4 – Diagnostics of spatial ANOVA results

Tests	Regressions			
	1	2	3	4
Condition number	1,376	1,471	1,153	1,215
Jarque-Bera	178,642 [0.000]	117,767 [0.000]	125,759 [0.000]	110,246 [0.000]
Koenker-Basset	0.123 [0.726]	0.000 [0.989]	1,332 [0.248]	1,324 [0.250]
Moran's I	-1,076 [0.282]	0.528 [0.597]	-0.261 [0.794]	-0.331 [0.740]
Lagrange Multiplier (error)	1,284 [0.257]	0.216 [0.642]	0.101 [0.750]	0.153 [0.696]
Robust LM (error)	1,279 [0.258]	2,799 [0.094]	0.026 [0.871]	0.159 [0.690]
Lagrange Multiplier (lag)	0.691 [0.405]	0.006 [0.939]	0.098 [0.755]	0.133 [0.716]
Robust LM (lag)	0.687 [0.407]	2,588 [0.108]	0.022 [0.881]	0.140 [0.709]

Notes: Condition number, Jarque-Bera and Koenker-Basset check for multicollinearity, normality and homoskedasticity in the residuals, respectively. Moran's I, LM(error), Robust LM(error), LM(lag) and Robust LM(lag) verify spatial autocorrelation. Probability levels are in brackets.

The positive and highly significant value at one percent for the coefficient indicates that there is a considerable discrepancy between the mean of crime in the spatial regime of HH municipalities and the overall mean represented by the constant, which is also highly significant. As the signal of the categorical variable is positive, this indicates that the crime in HH municipalities is higher in about 11 points than the overall mean.¹¹ In relative terms, this represents that the crime in HH municipalities is almost 75 percent higher than the mean crime rate. The diagnostics of this regression, reported in Table 4, do not signal problems in terms of spatial autocorrelation or heteroskedasticity, although indicate problems of non-normality.

Regarding the spatial regime of LL municipalities, the negative and highly significant value of its coefficient (-7.742) reveals a substantial difference between the mean crime rates and the LL municipalities. In other words, as theoretically expected, the crime in spatial regime formed by LL municipalities is lower in almost 8 points than the overall mean. Once again, the diagnostics indicate problems of non-normality. However, there are no problems of spatial autocorrelation and heteroskedasticity, testifying that the ANOVA results are valid.

11 It is worth noting that the adjusted R^2 is low, because no explanatory variable is included into this regression.

Concerning the spatial regime of HL municipalities, the ANOVA analysis shows no statistical significance about the discrepancy between the overall mean and the crime in the high-low municipalities.

As to the spatial regime formed by LH municipalities, its coefficient is negative (-3.743) and significant at the 5 percent level. Fortunately, the residuals of the regression are homoskedastic and spatially non-correlated. In despite of this, the errors are non-normal.

Next let us estimate a regression by OLS that incorporates, besides the spatial regimes, the inertial effects on crime data. This is because, over the years, inertial effects in crime have been verified in the literature. (Andrade and Lisboa, 2001). The criminal inertia can be grasped from the following idea: there is crime at present, because there was crime at past. This kind of inertia occurs due to the criminal re-incidence and social interactions (for instance, involvement of relatives and friends which reduces the costs of crime and provides an infrastructure for supporting criminal activities). So, it is frequent to insert a lagged crime rate by one period in the right side of the equation to capture these effects.

Our objective is to investigate crime in exploratory terms. So, it is not intention to include covariates that represent causal determinants. Indeed, in rigorous terms, it is not correct consider inertial effects as a “determinant”; but this variable shows the extent of how the inertia operates.

The spatial regimes model with inertial effect is estimated below (see Table 5). First of all, it is noteworthy pointing out that the adjusted R-squared is 0.707. This means such a simple model without causal determinants (like income level, inequality index, unemployment rate, etc.) can explain more than 70 percent of the variation of the crime data! The majority of this explanatory power arises from the inertial effect, controlled by spatial heterogeneity in the form of spatial regimes.

Table 5 – Spatial regimes model results

Variables	Coefficient	t-value	Probability level
Const_NS	3,937	9,744	0,000
Crime _{t-1} _NS	0,879	32,258	0,000
Const_HH	8,870	5,230	0,000
Crime _{t-1} _HH	0,718	10,061	0,000
Const_LL	3,388	3,389	0,000
Crime _{t-1} _LL	0,677	5,926	0,001
Const_HL	14,111	3,413	0,001
Crime _{t-1} _HL	0,294	1,060	0,290
Const_LH	9,722	4,096	0,000
Crime _{t-1} _LH	0,190	0,952	0,342
Adj. R-squared	0,707		

As expected theoretically, the coefficients for the criminal inertia are all positive. These coefficients for the HH municipalities, the LL municipalities and the NS municipalities (that is, muni-

icipalities that cannot be classified in any statistically significant spatial regime) are highly significant at the 0.1 percent level. In despite of this, the inertial effects are not significant in the HL and LH municipalities.

Observe that in the HH spatial regime almost 72 percent of the crime rate at the previous period is conveyed to the present period, while in the spatial regime formed by LL "*municípios*" this effect amounts to 68 percent. In the municipalities that cannot be classified in any statistically significant spatial regime, the inertial effect is about 88 percent.

The regression diagnostics are listed in Table 6. The errors are not normal. There are no evidences of spatial autocorrelation in the regression residuals. The assumption of homoskedasticity is not marginally rejected at the 1 percent level.

Table 6 – Diagnostics of spatial regimes model results

Tests	
Condition number	7,343
Jarque-Bera	838,182 [0.000]
Koenker-Basset	12,839 [0.012]
Moran's I	-0,758 [0.448]
Lagrange Multiplier (error)	0,672 [0.412]
Robust LM (error)	0,734 [0.392]
Lagrange Multiplier (lag)	0,072 [0.788]
Robust LM (lag)	0,134 [0.714]

Note: Probability levels are in brackets.

Table 7 presents the test for structural instability. The Chow test verifies the joint stability of the regression coefficients over the regimes. The null is that the coefficients (the constant and the lagged crime rate) are the same in all regimes. The null is rejected at the 1 percent level. So, there is statistical evidence of the existence of the spatial regimes.

It is possible to check for structural stability on the individual coefficients (in our case, the constant or the lagged crime rate), using again the Chow test. As can be observed in Table 7, there is a statistically significant difference in the relation between the criminal inertia and the crime in

each of the regimes defined previously by the precedent analysis. The same happens to the instability of the constant over the spatial regimes.

Table 7 – Test for structural stability

Tests	
<i>1. Test on overall coefficients</i>	
Chow	7,740 [0.000]
<i>2. Test on individual coefficients</i>	
Constant	4,937 [0.001]
Crime _{t-1}	5,330 [0.000]

Note: Probability levels are in brackets.

4 CONCLUSIONS AND FINAL REMARKS

Our application of ESDA to crime rates in *Minas Gerais* leads to various substantively important conclusions. First of all, the hypothesis of spatial randomness is clearly rejected. Statistically significant spatial clusters are observed for crime data in 1995. The conclusion is that there is positive spatial autocorrelation. In other words, crime is not distributed evenly and randomly over space in *Minas Gerais*.

Secondly, we could identify considerable spatial heterogeneity in the form of spatial regimes. The intuitive idea about spatial heterogeneity is that crime provides different responses, depending where it occurs. This manner, some of the observed local patterns of spatial association reveal clustering both positive autocorrelation (spatial regimes of HH and LL municipalities) and negative autocorrelation (spatial regimes of HL and LH municipalities). The spatial ANOVA analysis reinforces the evidence of the existence of these spatial regimes. Overall, we perceived that spatial pattern of crime in *Minas Gerais* has a tendency to concentrate around larger population agglomerations. Therefore, there seems to be a possible association between the crime rate and the urbanization or density rate.

Thirdly, a simple spatial regimes model with inertial effects is able to explain about 70 percent of the variation in the crime data. This result sheds lights on the extraordinary power of the ESDA tools in terms of extracting useful information from the crime data.

Fourthly, as Andrade and Lisboa (2001) have already found evidences of the role of inertial effects for the Brazilian case, the criminal inertia is a very important factor in the understanding of the crime phenomenon for *Minas Gerais* as well. The inertial effect is capable of transmitting until 88 percent of the past crime to the present period.

The criminal inertia poses effectively a challenge for the public security policy makers: in practice, crime level is hard to be curbed. Effective police activities may delay to yield palpable re-

sults. Consequently, some policy persistence is necessary before enjoying the reduction of the crime level.

Fifthly, as we showed evidences that crime in *Minas Gerais* is displayed spatially in the form spatial regimes, the policy intervention in terms of crime fight must be the responsibility of the State government, which has, on the one hand, power of establishing state police and, the other, coordinating the municipal efforts to fight criminal activities that spillover the municipal borders.

Finally, the procedure for identifying clusters, outliers and spatial dependence discussed in this paper are only initial steps in the understanding of the patterns of crime. Richer econometric models need to be considered to find out the determinants of the crime within a spatial setting. Consequently, the next step would be to insert covariates to explain the crime in *Minas Gerais*, using spatial econometric models. Notwithstanding, the ESDA results provide an empirical and solid foundation for the further econometric task.

In sum, the main conclusion of this paper can be stated in a unique phrase: space matters in the study of crime in *Minas Gerais*. So, it would be good that we begin to acknowledge this fact in our models.

REFERENCES

- Andrade, M. V.; Lisboa, M. B. *Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo: 1981 a 1997*. Rio de Janeiro, 2001. Mimeografado.
- Anselin, L.; Cohen, J.; Cook, D.; Gorr, W.; Tita, G. Spatial analyzes of crime. In: Duffee, David (ed.), *Criminal justice 2000*. Volume 4: *Measurement and analysis of crime and justice*. Washington, DC: National Institute of Justice, 2000, p. 213-262.
- Anselin, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: Longley, P. A.; Goodchild, M. F.; Maguire, D. J.; Rhind, D. W. eds.), *Geographic information system: principles, techniques, manegement and applications*. New York: John Wiley, 1999a, p. 251-264.
- _____. *Spatial data analysis with SpaceStat and ArcView*. 3rd edition. University of Illinois, 1999b.
- _____. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: *Spatial analytical perspectives on GIS in environmental and socio-economic sciences*. London: Taylor and Francis, 1996, p. 111-125.
- _____. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- _____. *Spatial econometrics*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- Anselin, L.; Bera, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: Ullah A.; Giles D. E. (eds.), *Handbook of applied economic statistics*. New York: Marcel Dekker, 1998, p. 237-289.
- Becker, G. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.
- Ehrlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.
- Fajnzylber, P.; Lederman, D.; Loayza, N. Crime and victimization: an economic perspective. *Economia*, 2000.
- Freeman, R. B. Economics of the crime. In: Ashenfelter, O.; Card, D. (eds.), *Handbook of labor economics*, v. 3. New York: Elsevier, 1999.

- Glaeser, E. L.; Sacerdote, B. *Why is there more crime in cities?* National Bureau of Economic Research working paper no. 5430, 1996.
- Glaeser, E. L.; Sacerdote, B.; Scheinkman, J. A. *Crime and social interactions*. NBER, Working Paper n. 5026, 1996.
- Kelly, M. Inequality and crime. *The Review of Economics and Statistics*, v. 82, n. 4, p. 530-539, 2000.
- Levine, N. *CrimeStat: a spatial statistical program for the analysis of crime incident locations*. Washington, D.C.: Ned Levine & Associates Annandale, VA and the National Institute of Justice, August, 2002.
- Levitt, S. D. Juvenile crime and punishment. *The Journal of Political Economy*, v. 106, n. 6, p. 1156-1185, dec. 1998.
- _____. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. *The American Economic Review*, v. 87, n. 3, p. 270-290, 1997.
- _____. The effect of prison population size on crime rates: evidence from prison overcrowding litigation. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 111, n. 2, p. 319-351, 1996.
- Lochner, L.; Moretti, E. *The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports*. NBER, Working Paper n. 8605, 2001.
- Messner, S. F.; Anselin, L.; Baller, R. D.; Hawkins, D. F.; Deane, G.; Tolnay, S. E. The spatial patterning of county homicide rates: an application of exploratory spatial data analysis. *Journal of Quantitative Criminology*, v. 15, n. 4, p. 423-450, 1999.
- Messner, S. F.; Anselin, L. *Spatial analyses homicide with areal data*. University of Illinois, 2001. Mimeografado.
- Tukey, J. W. *Exploratory data analysis*. Reading: Addison-Wesley, 1977
- Sartoris Neto, A. *Homicídios na cidade de São Paulo: uma análise de causalidade e autocorrelação espaço-temporal*. 2000. Tese (Doutorado), Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Witte, A. D.; Tauchen, H. *Work and crime: an exploration using panel data*. NBER, Working Paper n. 4794, 1994.

A ANÁLISE DOS REGIMES DE TAXA DE CÂMBIO PARA O MERCOSUL BASEADA NO BEM-ESTAR

Divanildo Triches[§]

RESUMO

O presente trabalho faz uma análise dos regimes cambiais para o Mercosul dentro da abordagem do bem-estar. Aplica-se, portanto, um modelo dinâmico de equilíbrio geral com microfundamento para três países, o qual pressupõe rigidez nominal e competição imperfeita nos mercados dos fatores e de bens e serviços. Os resultados indicam que o regime de taxa de câmbio mais adequado para o bloco econômico é aquele em que os dois principais países atrelam mutuamente a taxa de câmbio e adotam livre flutuação com relação às demais economias internacionais.

Palavras-chave: arranjos cambiais, macroeconomia internacional, bem-estar, Mercosul.

ABSTRACT

This paper analyzes the Mercosur's exchange arrangement toward a welfare-based approach. Therefore it was used an open-economy macroeconomic dynamic general equilibrium model that incorporates three economies with nominal rigidities and imperfect competition in product and factors markets. The main conclusion points out to the adequate exchange arrangement for economic bloc is Argentine and Brazil should fix each other their local currencies and set free fluctuation in relationship with the remainder international economies.

Key words: exchange arrangement, international macroeconomics, welfare analysis, Mercosur.

JEL classification: F4, F15, F33, F41.

[§] Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e Professor Depto de Ciências Econômicas da Universidade de Caxias do Sul, e. mail.: dtriches@ucs.br.

Recebido em junho de 2003. Aceito em maio de 2004.

1 INTRODUÇÃO

A análise macroeconômica internacional torna-se cada vez mais complexa à medida que ocorrem avanços persistentes no processo de integração dos mercados de bens e serviços e capitais em economias mundiais. Portanto, quaisquer perturbações, aleatórias ou não, num mercado ou numa economia em particular podem exercer imediatamente impactos sobre a taxa de juros, os preços dos ativos em geral e sobre a taxa de câmbio. Tais fatos têm efeitos transmissão altamente significativos sobre os demais mercados e/ou economias, ou seja, têm influência direta, e também são influenciados pelas atividades reais das economias nos mercados de produto, de trabalho, de câmbio, de ativos etc.

Embora exista uma ampla literatura abordando o papel dos instrumentos monetários nos modelos de crescimento das economias, a moeda raramente desempenha um papel central na análise macroeconômica de longo prazo. Todavia, para a abordagem de curto prazo, a moeda tem sido tratada como uma das variáveis mais importantes, principalmente sob a presença de rigidez nominal nas economias abertas. Dentro dessa concepção, as contribuições recentes têm procurado analisar as questões fundamentais no que se refere à implementação de políticas monetárias ótimas, as quais têm uma forte dimensão internacional.¹

Desse modo, a literatura passou a destacar os modelos de determinação da taxa de câmbio baseados no equilíbrio de portfólio dos indivíduos. Além disso, no período mais recente, os modelos macroeconômicos dinâmicos de equilíbrio geral com microfundaamentos foram amplamente empregados, os quais procuram enfatizar a decisão intertemporal dos indivíduos quanto à transferência de recursos ao longo do tempo por meio de transações com ativos internos e externos e de comércio internacional. Essa nova abordagem altera os mecanismos de transmissão das perturbações internacionais. Fornece ainda uma regra mais potente para a política monetária e, por consequência, se constitui numa análise superior ao modelo tradicional Mundell-Fleming-Dornbusch, como discute Lane (1999).²

O presente estudo tem o objetivo de analisar e de avaliar o regime de taxa de câmbio mais adequado para o Mercosul baseado na análise do bem-estar. Para isso, emprega-se o modelo de equilíbrio geral com microfundaamentos. Assim, o trabalho está estruturado como segue. A seção 2 descreve resumidamente os principais aspectos do modelo de equilíbrio geral, envolvendo três países. A aplicação do modelo para os países do Mercosul e para um país grande (EUA ou União Européia) e a análise dos resultados relativos aos diferentes regimes cambiais encontram-se na seção 3. A seção 4 conclui o trabalho, além de apresentar as considerações finais.

2 MODELO DE ECONOMIA ABERTA COM TRÊS PAÍSES

O modelo dinâmico de equilíbrio geral com três países pressupõe rigidez nominal e competição imperfeita nos mercados de bens e serviços e de fatores. Trata-se, *ipso facto*, de uma extensão analítica para multipaíses.³ Ela não restringe a elasticidade substituição entre os bens domésticos e externos, o que implicaria admitir o mesmo grau de concorrência monopolística. Esse refinamento

1 Ver Bacchetta e Wincoop (1998), Betts e Devereux (1999), Corsetti e Pesenti (2001a e b), Corsetti *et al.* (1999), Devereux (1999), Ghironi e Rebucci (2000), Lane (1999), Obstfeld e Rogoff (1995, 1996), Sutherland (2000), Tille (2000), Walsh (1998), *inter alia*.

2 As principais críticas feitas ao modelo Mundell-Fleming-Dornbusch são de que ele está desprovido de microfundaamentos e não fornece critérios consistentes para avaliar os efeitos sobre o bem-estar no que se refere às externalidades dos termos de intercâmbio em economia aberta, conforme estudos citados na nota 1.

3 É uma estrutura teórica desenvolvida por Corsetti *et al.* (1999), de forma muito similar ao modelo *redux* de dois países desenvolvido por Obstfeld e Rogoff (1995 e 1996, ch.10).

metodológico permite um tratamento compreensivo em termos de demanda e de externalidades das relações de intercâmbio na análise do bem-estar na economia aberta. Permite ainda que sejam estudados diferentes canais de comércio e de transmissão de choques de taxas de câmbio, assim como o comércio bilateral, a concorrência com terceiros países e movimentos de capitais.

A introdução de rigidez de curto prazo, tal como aborda a literatura tradicional, é bastante realística e plausível, tanto em termos teóricos como empíricos.⁴ Também as características das distorções nas economias, resultantes do poder de monopólio, permitem a formulação de políticas para intervenções monetárias. Além disso, a hipótese de rigidez provê uma justificação rigorosa do pressuposto de que o produto é determinado pelo lado da demanda. Em economias altamente integradas, as ações de política têm efeitos potenciais sobre o equilíbrio das outras. Essas ações dependem crucialmente da resposta das políticas monetárias.

É assumido que existem três tipos de bens na economia mundial, sendo que cada país é especializado na produção de apenas um tipo de bem. Os tipos de bens ou países são denominados por A, B e C. A característica central é que os dois países A e B produzem tipos de bens que são substitutos próximos. Contudo, esses bens são substitutos fracos em relação aos produzidos no país C, *i.e.*, o país C produz, por exemplo, bens com elevado teor tecnológico e de baixo domínio internacional, enquanto que os demais países produzem bens com tecnologia de uso tradicional. O país C poderia ser considerado desenvolvido e os países A e B emergentes, (P). Para cada tipo de bem existe uma classe contínua de produtos que são substitutos imperfeitos para todas as outras classes de bens, mas todos são transacionados na economia internacional.

Dentro da concepção de Obstfeld e Rogoff (1995 e 1996), o mundo é habitado por famílias (unidades produtoras e consumidoras) que consomem todas as classes e todos os tipos de bens, mas que somente produzem uma classe específica. A tecnologia é tal que uma unidade de trabalho da família produz uma unidade de produto. Famílias (classes) são definidas como uma unidade contínua de massa. Define-se γ_P como a participação dos dois países emergentes na população mundial, e γ_A como a participação da população do país A na população total dos dois países emergentes, com $\gamma_P, \gamma_A \in (0,1)$. As famílias com intervalo $[0, \gamma_A \gamma_P]$ residem no país A, com $[\gamma_A \gamma_P, \gamma_P]$, no país B, e as famílias com intervalo $[\gamma_P, 1]$ vivem no país C.⁵ A função utilidade objetivo da família x , que reside no país j , ($j = A, B, C$) no tempo t , é definida por:

$$U_t^j(x) = \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left\{ \ln C_{t+s}^j(x) - \frac{\kappa}{2} (Y_{t+s}^j(x))^2 + \chi \ln \left(\frac{M_{t+s}^j(x)}{P_{t+s}^j} \right) \right\} \quad (1)$$

onde o primeiro termo entre chaves é a utilidade instantânea do consumidor. Assim, $C^j(x)$ representa uma cesta de consumo a ser definida. O segundo termo é a desutilidade do esforço do trabalho, em que $Y^j(x)$ é o produto da classe produzida pela família x . O terceiro termo é a utilidade dos serviços de liquidez, onde $M^j(x)$ denota a demanda por moeda da família x e do país j . P^j é o preço de uma unidade da cesta do consumo em termos da moeda do país j . A taxa de desconto intertemporal é definida por β . As demais letras gregas são constantes positivas. A família, no país j , demanda moeda doméstica $M^j(x)$ e títulos nominiais denominados em moeda do país C, representados por $B^j(x)$. Somente os residentes do país j podem reter moeda desse país, enquanto

4 Desde a publicação do modelo *redux* pelos autores Obstfeld e Rogoff (1995) houve grande número de estudos e pesquisa nessa área. Ver, *e.g.*, Bacchetta e Wincoop (1998), Betts e Devereux (1999), Corsetti e Pesenti (2001a e b), Corsetti *et al.* (1999), Devereux (1999), Ghironi e Rebucci (2000), Tille (2000), Wash (1998, cap. 6), entre outros. Lane (1999) traz uma significativa resenha dos resultados dos estudos sob os mais diversos pressupostos.

5 Em outras palavras, o país A produz bens $z \in (0, \gamma_A \gamma_P)$, o país B, $z \in (\gamma_A \gamma_P, \gamma_P)$ e o país C, $z \in (\gamma_P, 1)$.

a oferta mundial líquida de títulos é igual a zero. A restrição orçamentária da família representativa x do país j é, por sua vez:⁶

$$\frac{E_t^j B_{t+1}^j(x)}{P_t^j} + \frac{M_t^j(x)}{P_t^j} + C_t^j(x) =$$

$$(1 + i_t) \frac{E_t^j B_t^j(x)}{P_t^j} + \frac{M_{t-1}^j(x)}{P_t^j} + \frac{SR_t^j(x)}{P_t^j} - \frac{T_t^j(x)}{P_t^j} \quad (2)$$

onde E^j é a taxa de câmbio nominal do país j definida como moeda desse país por unidade da moeda do país C, ($E^C = 1$), i_t é o rendimento nominal dos títulos em termos da moeda do país C, $SR^j(x)$ é a renda das vendas da família (x) em termos nominais e $T^j(x)$ é imposto *lump sum* denominado na moeda do país j

As condições de equilíbrio da família são representadas pela equação de Euler e pela equação da demanda por moeda, as quais são obtidas pela maximização da função objetivo com respeito à demanda por ativos e à demanda por moeda:⁷

$$\frac{C_{t+1}^j(x)}{C_t^j(x)} = \beta(1 + i_{t+1}) \frac{P_t^j / E_t^j}{P_{t+1}^j / E_{t+1}^j} \quad (3)$$

$$\frac{M_t^j(x)}{P_t^j} = \chi C_t^j(x) \frac{(1 + i_{t+1}) E_{t+1}^j}{(1 + i_{t+1}) E_{t+1}^j - E_t^j} \quad (4)$$

A equação (3) descreve a alocação ótima do consumo intertemporal, e (4) implica que os saldos reais ótimos são positivamente relacionados com o consumo e negativamente associados à taxa de juros nominal em moeda local. Por último, a otimização da função (1) com relação aos rendimentos do produto e *mark up* de equilíbrio com preços flexíveis gera a expressão:

$$\frac{P_{j,t}^j}{P_t^j} = \frac{\theta \kappa}{\theta - 1} C_t^j(x) Y_t^j(x) \quad (5)$$

A análise é desenvolvida nas condições de equilíbrio, sendo que as famílias se comportam simetricamente em cada país. Portanto, o subscrito x é abandonado e as equações das famílias passam a ser interpretadas como equações em termos *per capita*. As receitas dos governos provenientes da senhoriagem são, por sua vez, reduzidas para as famílias por meio de uma transferência *lump sum*. Assim sendo, a restrição orçamentária do setor público pode ser escrita como:

$$M_t^j - M_{t-1}^j + P_t^j T_t^j = 0 \quad (6)$$

Já a restrição orçamentária nominal da família representativa no país j , conjuntamente com a equação do saldo em conta corrente em termos *per capita*, assume a seguinte forma:

$$E_t^j (B_{t+1}^j - B_t^j) = SR_t^j + i_t E_t^j B_t^j - P_t^j C_t^j \quad (7)$$

6 As definições e equações complementares da solução do modelo são encontradas no anexo. Vide também Triches (2002).

7 Uma abordagem completa sobre a resolução de problema de otimização dinâmica intertemporal pode ser consultada nos livros-textos de Chiang (1992) e Kamien e Schwarts (1991) etc.

onde a expressão da esquerda de (7) representa a acumulação dos ativos líquidos com o resto do mundo. O lado direito define o produto doméstico menos a absorção. Já que a oferta mundial de títulos em termos nominais é nula, tem-se, então:

$$\gamma_A \gamma_P B_t^A + (1 - \gamma_A) \gamma_P B_t^B + (1 - \gamma_P) B_t^C = \gamma_P B_t^P + (1 - \gamma_P) B_t^C = 0 \quad (8)$$

Cabe salientar que a economia começa no tempo $t = 0$ com equilíbrio simétrico e posição dos saldos líquidos de ativos entre todos os países iguais a zero. Os indivíduos não esperam que ocorra qualquer mudança na política monetária. Além disso, os preços das variedades individuais de bens são determinados de acordo com a condição de equilíbrio com preços flexíveis do modelo. Com isso, pode ser mostrado que todos os preços, quando expressos em termos de mesma moeda, são idênticos entre os países no $t = 0$. A partir desse equilíbrio, avaliam-se os impactos positivos no bem-estar na alocação mundial de um choque monetário permanente e não antecipado, ocorrido em $t = 1$, no país A. As economias são caracterizadas, no momento do choque, por rigidez nominal no curto prazo. O ajustamento leva apenas um período, ou seja, $t \geq 2$ (longo prazo), e os preços se ajustam plenamente ao novo equilíbrio.⁸

Com a finalidade de tornar a análise mais simplificada e compreensível, focalizam-se os impactos de pequenos choques monetários, além de reformular o modelo em termos de logaritmos dos desvios do equilíbrio. Assim, se X_0 é o nível de uma variável no seu estado de equilíbrio inicial, e X_1 , o novo nível dessa variável, então χ denota as aproximações log-lineares.⁹ Formalmente, tem-se que $\chi \approx (X_1 - X_0)/X_0$. Definem-se ainda os valores das variáveis dos países emergentes e mundiais como um todo, que são, respectivamente, $\chi_i^P = \gamma_A \chi_i^A + (1 - \gamma_A) \chi_i^B$ e $\chi_i^W = \gamma_P \chi_i^P + (1 - \gamma_P) \chi_i^C$. Cabe destacar que a variável χ de curto prazo é distinguida do seu valor de longo prazo, $\bar{\chi}$, por uma barra. Além do mais, uma expansão monetária permanente e não antecipada, implementada pelas autoridades monetárias do país A, no sentido de Dornbusch (1976), $\bar{m}^A > 0$ contra o país C implica $\bar{e}^A > 0$. O país C, por sua vez, mantém a oferta monetária na sua posição original, i.e., $\bar{m}^C = 0$.

Por outro lado, segundo a versão analítica apresentada por Walsh (1998), a taxa de câmbio nominal corrente depende da trajetória corrente e futura das ofertas nominais de moeda e do diferencial de consumo dos dois países. A taxa de câmbio, medida pelo preço de uma moeda em termos da outra, depende das ofertas relativas das duas moedas ($m - m^*$). Um aumento, por exemplo, da oferta monetária do país doméstico relativamente à oferta de moeda da economia internacional provoca uma depreciação da taxa de câmbio. Além disso, as perturbações monetárias não antecipadas pelos indivíduos podem ter impactos permanentes sobre o nível de consumo real e do bem-estar. Esses efeitos aumentam o nível do produto, que se traduz numa alteração do saldo em conta corrente de cada país e, por consequência, altera a posição relativa da acumulação de ativos. Esse resultado surge porque cada país tem incentivo a promover perturbações monetárias positivas.

Contudo, uma variação exatamente proporcional da oferta monetária em cada país deixa o diferencial entre os dois estoques de moeda inalterados ($m - m^*$). Com isso, as políticas monetárias não terão efeitos sobre a taxa de câmbio e sobre o nível relativo do consumo. Todavia, se a eficiência produtiva é baixa devido à presença da concorrência monopolística, o aumento do produto num período apenas resulta na elevação do bem-estar em ambos os países. Dessa forma, tanto um país

8 Existem duas análises a serem consideradas: a) os preços são predeterminados na moeda dos exportadores. Nesse caso as firmas domésticas não modificam os preços nominais de seus produtos no mercado nacional. Portanto, prevalece a lei do preço único, b) os preços são predeterminados na moeda dos importadores; sob essa ótica, o mercado é segmentado e, portanto, a lei do preço único não é necessariamente satisfeita e os preços se ajustam endogenamente no longo prazo.

9 A exceção a essa regra é feita ao estoque da dívida internacional, por construção $B_0^j = 0$; então, variações na posição líquida de ativos para o nível inicial do consumo domésticos são representadas por $b_t^j \approx B_t^j / (P_0^C C_0)$.

como o outro têm incentivos a expandir a sua oferta monetária de maneira individualizada ou coordenada. Contudo, se as mudanças nas ofertas nominais de moeda forem plenamente antecipadas, então não terão efeitos reais sobre as economias. Esse resultado é exatamente simétrico aos choques não previstos, mesmo sob a presença de algum grau de rigidez dos salários nominais ou preços.

3 ASPECTOS GERAIS DA ANÁLISE DE ARRANJOS CAMBIAIS PARA O MERCOSUL

O modelo dinâmico de equilíbrio geral com três países, seguindo a concepção de Corsetti *et al.* (1999), permite avaliar os possíveis arranjos cambiais e monetários mais consistentes para o Mercosul. A análise pressupõe, como de fato ocorre, a existência de relações comerciais entre Argentina e Brasil, e destes com uma grande economia mundial – Estados Unidos ou União Européia. Os produtos gerados pelas economias brasileira e argentina são caracterizados por bens substitutos próximos, enquanto os bens produzidos pela economia grande em relação aos países de Mercosul são substitutos fracos.¹⁰

Deste modo, com base nos desenvolvimentos recentes da macroeconomia aberta, podem ser avaliados os fundamentos lógicos e os efeitos de políticas e escolhas de regime taxa de câmbio sobre o bem-estar das economias argentina e brasileira. De forma análoga às concepções tradicionais de transmissão internacional dos choques de taxa de câmbio, o modelo de Corsetti *et al.* (1999) permite analisar, sob rigidez nominal de curto prazo, o papel das perdas de competitividade experimentadas pelos parceiros comerciais, quando um país desvaloriza a sua moeda. O resultado encontrado tende a contrastar com a visão tradicional da análise econômica internacional de que o efeito final aponta para o empobrecimento do próprio país, ou como referido na literatura, de efeito *beggart-hyself* e não o efeito de empobrecer o país vizinho, ou simplesmente *beggart-hy-neighbor*.¹¹

A partir de agora define-se que a barra sobre a variável aponta seu equilíbrio de longo prazo. Já os sobrescritos Ar, Br; Me e Eua indicam que a variável pertence às economias argentina, brasileira, mercosulina e norte-americana, respectivamente. Além disso, o tamanho relativo dessas economias apresenta uma enorme discrepância. Por exemplo, em relação ao PIB do Mercosul, $\gamma_{Br} = 0,68$, e $\gamma_{Ar} = (1 - \gamma_{Br}) = 0,32$. Já em proporção ao PIB total, incluindo os Estados Unidos, tem-se $\gamma_{Me} = 0,08$ e $\gamma_{Eua} = (1 - \gamma_{Me}) = 0,92$.¹² A partir disso, procura-se avaliar os ganhos de bem-estar derivados de diferentes tipos sistemas de taxa de câmbio.

3.1 REGIME I: Argentina fixa a taxa de câmbio a uma moeda internacional e Brasil adota um sistema de flutuações livres

O Mercosul tem apresentado divergências muito importantes rumo à integração econômica e monetária, como discute Triches (2002 e 2003). Desse modo, a idéia é verificar as repercussões sobre o nível de comércio, produto e bem-estar das economias domésticas, Argentina e Brasil, e do país grande – EUA ou União Européia – devido a uma desvalorização da moeda brasileira provocada por um choque exógeno. Esse choque é caracterizado, no caso, como uma expansão monetária permanente e não antecipada, i.e., $m^{Br} > 0$. Essa variação está sempre associada a uma

10 Em outras palavras, Brasil e Argentina têm certa especialização na produção de alimentos e produtos industriais com baixo teor tecnológico relativamente às economias desenvolvidas, como as européias e americana. Ver Corsetti *et al.* (1999).

11 Uma discussão interessante sobre esse tema é encontrada em Tille (2000). Ele mostra que a direção dos efeitos sobre o bem-estar de uma desvalorização cambial depende da nacionalidade das firmas que intermediam as importações de bens. Os efeitos da passagem dos movimentos da taxa de câmbio podem ser eliminados na redução do lucro dessas firmas importadoras.

12 O tamanho relativo das economias em relação à população do Mercosul $\gamma_{Br} = 0,82$, $\gamma_{Ar} = (1 - \gamma_{Br}) = 0,18$, e em relação à população total, incluindo os Estados Unidos, tem-se $\gamma_{Me} = 0,42$ e $\gamma_{Eua} = (1 - \gamma_{Me}) = 0,58$.

depreciação da moeda doméstica contra a moeda internacional ($\bar{e}^{Br} > 0$). Ao longo da análise, os EUA serão caracterizados como o país grande, sempre mantendo a sua posição monetária constante a despeito do desenvolvimento externo.

Pelo regime cambial argentino fixo, a política cambial doméstica é sempre em defesa do nível de taxa de câmbio corrente ante os EUA, ou seja, $\bar{e}^{Ar} = 0$. Para atingir tal objetivo, a Argentina deve ter uma contração monetária, $\bar{m}^{Ar} < 0$. Assim, essa contração, em geral, não é contrabalançada pelo aumento do estoque de moeda no Brasil, $\bar{m}^{Br} > 0$ devido ao tamanho relativo desta última economia. Assim sendo, o efeito líquido sobre os saldos monetários dos países de Mercosul seria expansivo, ou seja, $\bar{m}^{Me} > 0$, ou ainda como mostra a equação (9) a seguir:

$$\bar{m}^{Mer} = \gamma_{Br} \bar{m}^{Br} + (1 - \gamma_{Br}) \bar{m}^{Ar} > 0 \quad (9)$$

Assim, a alocação do superávit externo intrabloco regional é assimétrico e fortemente favorável ao Brasil, aumentando, portanto, sua posição relativa líquida de ativos contra a economia argentina, i.e., $\bar{b}^{Br} - \bar{b}^{Ar} > 0$. Em outras palavras, a expansão monetária promovida pelo Brasil teria um efeito de empobrecer o país vizinho, a Argentina, i.e., *beggar-thy-neighbor*. Isso porque ocorre uma mudança na demanda das importações americanas em direção aos bens produzidos no Brasil em detrimento dos bens produzidos na Argentina.

Por outro lado, a avaliação da mudança no bem-estar nacional é feita por meio de uma média ponderada da utilidade dos indivíduos domesticamente, onde u^j representa variações aproximadas de utilidade indireta *per capita* do país j ($j = Ar, Br, Me, Eua$). De acordo com as condições impostas sobre as elasticidades, os Estados Unidos sempre se beneficiarão de uma expansão monetária nos países do Mercosul, como se observa nas expressões (10) e (11) que seguem:¹³

$$u^{Eua} = \frac{1}{\theta} \left[1 + \frac{\theta - \rho}{\rho} \frac{1 + \rho}{\Theta} \right] \gamma_{Me} \bar{m}^{Me} > 0 \quad (10)$$

$$u^{Eua} - u^{Me} = \frac{1}{\theta} \left[\frac{\theta - \rho}{\rho} \frac{1 + \rho}{\Theta} \right] \bar{m}^{Me} > 0 \quad (11)$$

onde $\Theta = 1 + \beta + \rho(1 - \beta)$. Assim sendo, o efeito de empobrecer a si mesmo – *beggar-thyself* – ocorre com relação aos EUA, desde que um aumento na produção brasileira via desvalorização cambial tenha impactos pouco duradouros sobre os seus termos de troca, ou ainda se as elasticidades de substituição entre produtos brasileiros e americanos sejam muito baixas. A condição suficiente para isso é $\rho \leq \theta$. Por outro lado, se $\rho = \theta$, tanto os EUA como os países do Mercosul ganhariam bem-estar, simetricamente, a partir da desvalorização cambial promovida por um dos países emergentes, conforme resultado obtido por Obstfeld e Rogoff (1995 e 1996).

Uma expansão monetária, no curto prazo, no Mercosul aumenta a disponibilidade dos produtos do bloco regional para os Estados Unidos. Isto também provoca uma elevação do poder de compra dos consumidores americanos. Mesmo quando ocorrer um superávit na conta corrente do Mercosul como um todo, este não necessariamente ganha em bem-estar. Este resultado é explicado porque, no equilíbrio, o produto e o consumo estão subotimamente baixos devido às distorções monopolísticas. No curto prazo, uma transferência monetária do governo para as famílias dos paí-

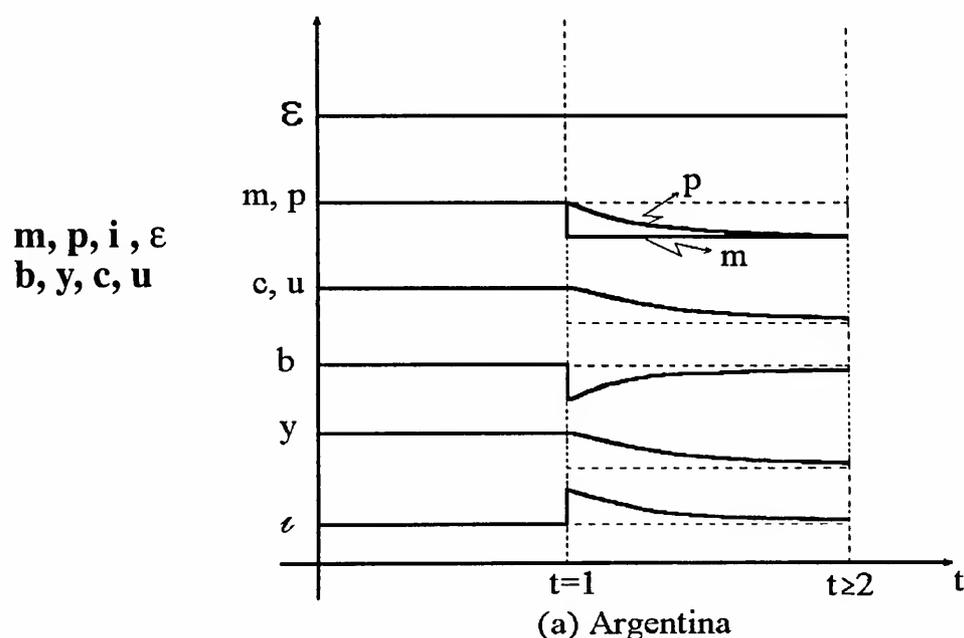
13 A solução dinâmica do modelo de curto e de longo prazo e a derivação das equações podem ser encontradas no anexo B, em Triches (2002).

ses do Mercosul conduz a um aumento da oferta de trabalho e, portanto, a uma maior produção de bens. No entanto, essas famílias experimentam uma redução no poder de compra de suas rendas devido à deterioração dos termos de troca.

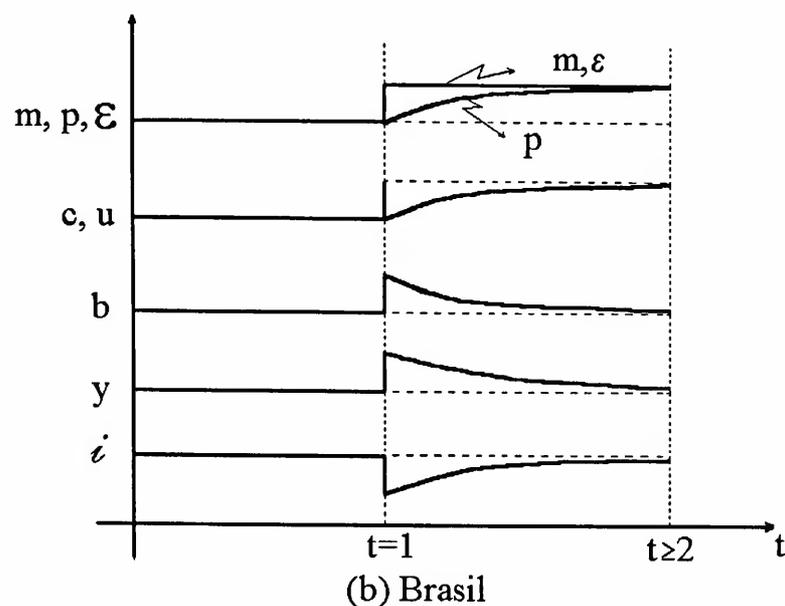
Conseqüentemente, os benefícios provenientes de um nível de consumo mais elevado são crescentes, sobretudo para o resto do mundo. Neste contexto, a possibilidade de empobrecer a si próprio causada pela desvalorização aumenta quando: a) γ_{Me} é relativamente pequeno, isto é, quando o tamanho econômico efetivo dos países do Mercosul no consumo mundial é negligenciável, o que é observado na prática, b) θ é relativamente grande, isto é, as economias dos países do bloco regional estão operando suficientemente próximas ao seu nível de competitividade, pois, assim, uma expansão monetária não antecipada causa deterioração dos termos de troca com pouca melhoria de eficiência, sendo este caso empiricamente pouco plausível e c) ρ é suficientemente pequeno, *i.e.*, existe baixo grau de substitutibilidade entre os produtos dos EUA e do Mercosul, o que tende a ser verdadeiro. Deste modo, uma desvalorização ocorrida nos países do bloco regional aumenta os preços relativos de suas importações, mas tem um impacto limitado sobre demanda das importações norte-americanas por bens produzidos dentro do Mercosul.

A Figura 1 ilustra a trajetória, no tempo, das principais variáveis macroeconômicas dos países envolvidos. Observa-se claramente que o Brasil e os EUA tendem a ser os principais beneficiários em decorrência de um choque monetário não antecipado na economia brasileira, sobretudo no curto prazo. Por meio do painel (b), nota-se que o Brasil registra uma trajetória positiva de sua posição líquida de ativos externos, implicando uma melhora do risco de dívida soberana do País e, portanto, pressionando ainda mais a queda na taxa de juros. Embora o produto retorne ao seu nível de estado estacionário, o consumo e, assim, o nível de utilidade se eleva no longo prazo. De outro modo, o comportamento de curto para o longo prazo das variáveis macroeconômicas da economia argentina é ilustrado no painel (a) da Figura 1. Percebe-se que os impactos sobre a economia daquele país são opostos aos que foram agora analisados.

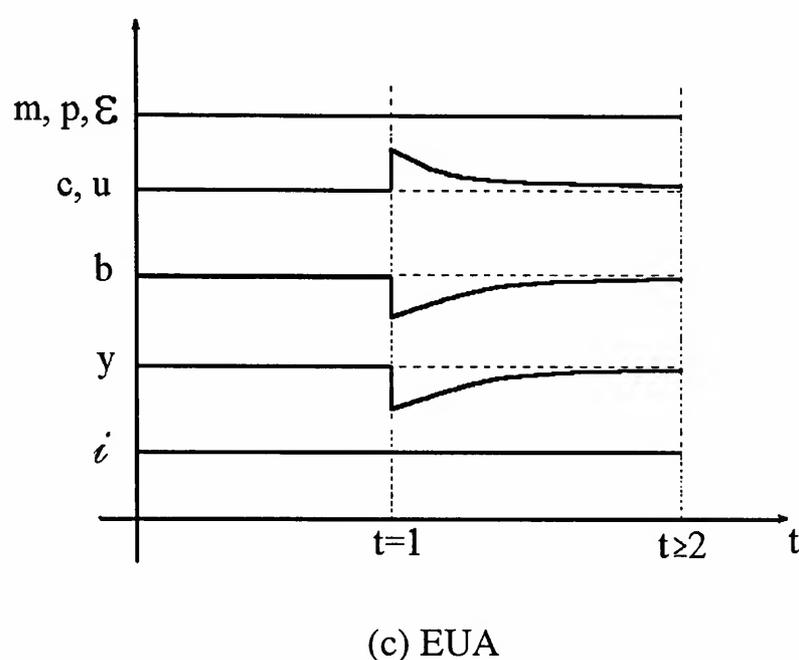
Figura 1 – Trajetória, no tempo, das principais variáveis macroeconômicas das economias brasileiras, argentina e dos eua após uma expansão monetária permanente e não antecipada realizada pelo Brasil sob o Regime I



m, p, i, ε
 b, y, c, u



m, p, i, ε
 b, y, c, u



Quanto à economia norte-americana, conforme mostra o painel (c) da Figura 1, os efeitos verificados são claramente de uma elevação no nível do consumo e de utilidade em decorrência da melhora dos termos de troca e de um acréscimo no poder de compra dos consumidores dos EUA relativamente aos dos países do Mercosul.

3.2 REGIME II: Argentina mantém a moeda local atrelada à taxa de câmbio do Brasil

Nesse regime, a Argentina seguiria as desvalorizações da moeda brasileira com a finalidade preservar sua participação do mercado das exportações nos EUA, isto é, $\bar{m}^{AR} = \bar{m}^{Br} > 0$, ou ainda:

$$\bar{e}^{Br} = \bar{e}^{Ar} = \frac{1}{\rho} \frac{1 - \beta + \rho(1 + \beta)}{\Theta} \bar{m}^{Br} > 0 \quad (12)$$

Isso poderia ser equivalente ao que a literatura caracterizou como desvalorizações competitivas. Neste caso, o Brasil e a Argentina adotariam um regime de taxa de câmbio fixa entre si e flexível contra a moeda americana. Esta política tem o efeito de, no evento de uma desvalorização conjunta, reduzir os preços relativos dos bens dos países do Mercosul e ampliar o consumo e a de-

manda por bens domésticos em detrimento dos produtos norte-americanos. Claramente, a demanda por importações pelos bens produzidos nos EUA sofre uma contração, enquanto os termos de troca de comércio entre ambos os países do bloco regional permanecem inalterados.

O saldo da conta corrente, como um todo, pode ser positivo ou negativo dependendo das elasticidades de substituição dos bens produzidos nos países do Mercosul e nos EUA. Todavia, como assumida, essa elasticidade é maior do que a unidade, $\rho > 1$, e então as economias do bloco regional como um todo terão um superávit na conta corrente *vis-à-vis* à dos EUA. A queda nos preços relativos dos bens produzidos no Brasil e na Argentina, portanto, redireciona o consumo em favor dos produtos desses países. Neste caso, quanto maiores forem as expansões monetárias tanto mais elevados serão os superávits da conta corrente.¹⁴

A alocação do superávit externo entre o Brasil e a Argentina é simétrica, $\bar{b}^{Br} = \bar{b}^{Ar}$. Ambos os países aumentam a sua posição líquida de ativos contra os Estados Unidos, como mostra a seguinte equação:¹⁵

$$\frac{\bar{b}^{Me}}{1 - \gamma_{Me}} = \frac{2\beta(\rho - 1)}{\Theta} \bar{m}^{Br} \quad (13)$$

Em termos de bem-estar, observa-se que uma expansão monetária no curto prazo nos países do bloco regional aumenta a disponibilidade de seus produtos para os EUA, além dos consumidores americanos elevarem o seu poder de compra. Deste modo, mesmo quando ocorrer um superávit em conta corrente, os países do Mercosul como um todo não necessariamente ganham bem-estar. A utilidade do Mercosul, u^{Me} , é definida como uma média ponderada dos níveis de utilidade da Argentina e do Brasil, *i.e.*:

$$u^{Me} = \left[\gamma_{me} - (1 - \gamma_{Me}) \frac{\theta - \rho}{\rho} \frac{1 + \rho}{\theta} \right] \bar{m}^{Me} \quad (14)$$

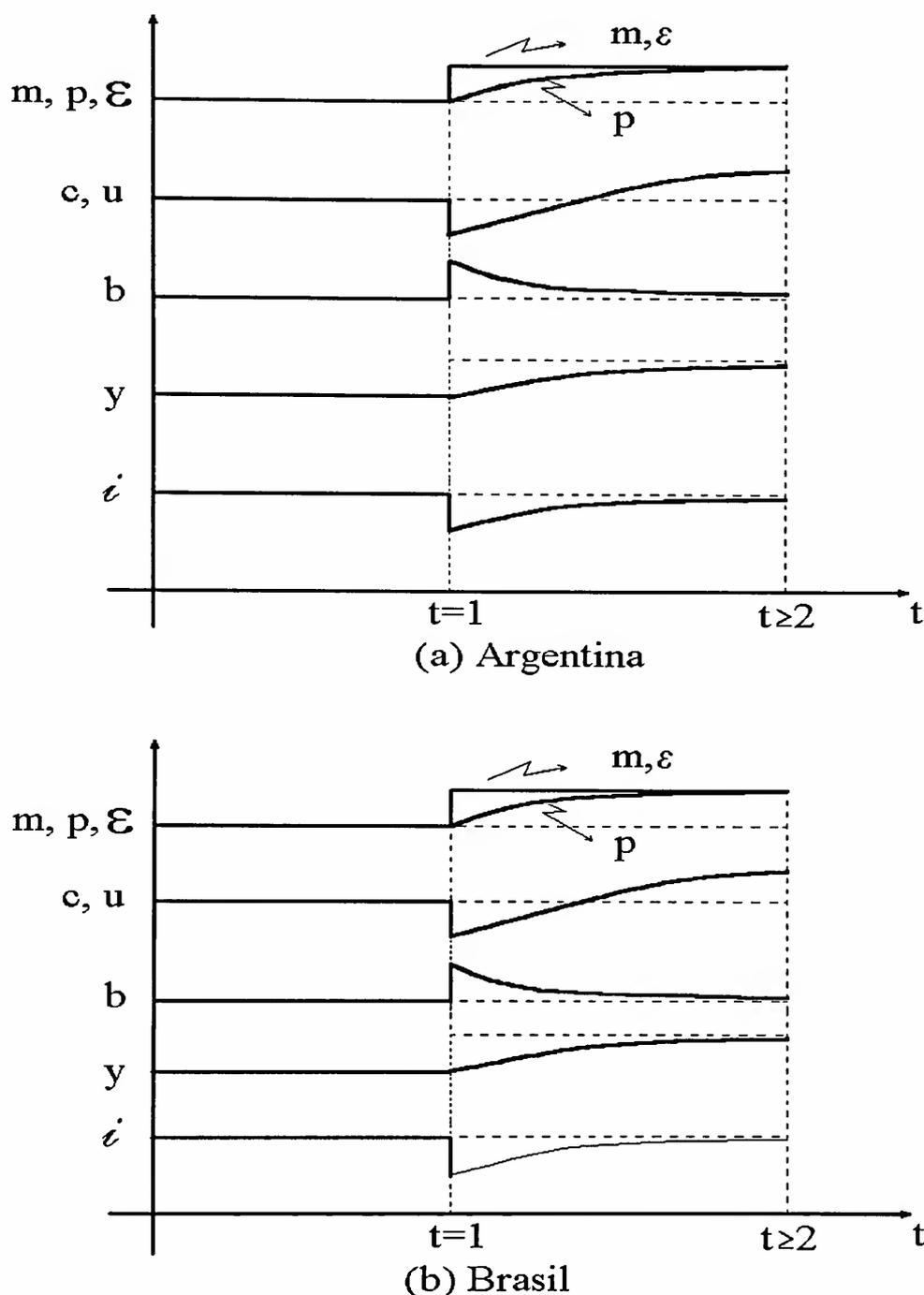
O termo entre colchetes pode ser negativo ou positivo, dependendo da magnitude dos parâmetros envolvidos, como foi discutido no regime anterior. Assim sendo, o resultado de uma expansão monetária pode ter um efeito de empobrecer o próprio país que a realizou, ao invés do vizinho, *i.e.*, um efeito *beggar-thyself* ao invés de *beggar-thy-neighbor*, contrariando as conclusões do modelo tradicional dos impactos dos mecanismos de transmissão internacional. Tal fato ocorre porque, no equilíbrio, o produto e o consumo estão subotimamente baixos devido às imperfeições monopolísticas. Assim, um aumento da liquidez no curto prazo implica uma elevação da oferta de trabalho no Brasil e na Argentina e, portanto, um acréscimo no produto. Mas a deterioração dos termos de troca induzida pela desvalorização cambial reduz o poder de compra das rendas das famílias de ambos os países. Assim, os benefícios provenientes de um nível de consumo mais alto crescem principalmente para a economia norte-americana. Como os custos adicionais do esforço do trabalho são concentrados nos países que procederam a expansão monetária e sua respectiva desvalorização cambial, então a possibilidade do efeito de empobrecer a si mesmo aumenta na proporção do tamanho da terceira economia relativamente à do Mercosul.

14 Em termos da condição Marshall-Lerner-Robinson, a elasticidade preço das exportações líquida dos países do Mercosul é maior do que a unidade (ver Corsetti *et al.*, 1999, p. 18). Saliencia-se que os resultados seriam exatamente opostos se a elasticidade de substituição dos bens produzidos pelo bloco e pelos EUA fosse menor do que a unidade, $\rho < 1$, ou ainda se a lei do preço único não fosse satisfeita.

15 Os modelos tradicionais de desvalorização competitiva sugerem que uma queda no emprego e no déficit de conta corrente do país vizinho são indicadores claros de repercussão internacional relativos aos choques de taxa de câmbio.

Os resultados também indicam, de forma análoga ao regime imediatamente anterior, que se a economia do bloco regional for suficientemente próxima do seu nível de competitividade, uma expansão monetária não antecipada causa deterioração dos termos de troca com pouca melhoria de eficiência. Além disso, se houver pouca substitutibilidade entre os produtos gerados pelos EUA e pelo Mercosul, então uma queda no valor das moedas dos parceiros do bloco aumenta os preços relativos de suas importações, ou ainda os impactos sobre a demanda americana por produtos originados do Mercosul serão inequivocamente baixos.

Figura 2 - Comportamento das principais variáveis das economias argentina, brasileira, ao longo do tempo, após uma expansão monetária permanente e não antecipada ocorrida no Brasil sob o Regime II



A redistribuição de bem-estar intrapaíses do Mercosul, por sua vez, pode ser observada pela mudança na utilidade da Argentina ou no Brasil. Assim, sob o pressuposto assumido para os valores das elasticidades de consumo, um choque monetário simétrico ($\bar{m}^{Br} - \bar{m}^{Ar} = 0$) tende a redistribuir utilidade de maneira igualitária entre a Argentina e o Brasil. Isto porque após a

desvalorização das moedas brasileira e argentina diante do dólar, os termos de troca entre os dois países do bloco permanecem inalterados. Portanto, tem-se que $u^{Ar} = u^{Br}$. Isso é demonstrado na Figura 2 nos painéis (a) – Argentina, (b) – Brasil.

Observa-se que, nesse regime monetário e cambial, há simetria nas trajetórias do curto para o longo prazo das principais variáveis macroeconômicas da Argentina e do Brasil, ou seja, todos os indicadores tendem a apresentar o mesmo comportamento, quando os choques monetários são simétricos. Os painéis (a) e (b) ilustram que agora ambos os países registram uma trajetória positiva nas suas respectivas posições líquidas de ativos externos com os Estados Unidos. Em última análise, tanto o Brasil como o país vizinho passam a experimentar os efeitos equivalentes à economia brasileira verificado no regime I

As trajetórias das variáveis macroeconômicas pertencentes aos EUA são também qualitativamente iguais ao arranjo anterior analisado com uma magnitude levemente superior, ou seja, ocorre uma elevação do consumo e do nível de utilidade em decorrência da melhora dos termos de troca e da elevação do poder de compra relativamente aos países do Mercosul.

3.3 REGIME III: Argentina estabelece uma meta monetária

Considera-se que a Argentina adote uma política de estabilização por meio de uma meta de expansão monetária no longo prazo igual a zero, *i.e.*, $\bar{m}^A = 0$. A desvalorização da taxa de câmbio promovida pelo Brasil devido a uma expansão monetária permanente não antecipada aumenta relativamente os preços dos bens gerados pela Argentina. Isto acontece porque a taxa de câmbio da moeda argentina se aprecia *vis-à-vis* à moeda brasileira, $\bar{e}^{Br} > \bar{e}^{Ar}$. Tal fato acaba direcionando a demanda mundial a favor dos produtos brasileiros. Além disso, ocorre uma redução dos preços relativos no Mercosul como um todo – pelo tamanho da economia brasileira no bloco –, mudando a demanda por bens produzidos nos EUA de forma contrária. Essa perturbação na taxa de câmbio nominal brasileira tem um efeito de realocar o consumo na economia argentina.

Todavia, o efeito em nível global não é claramente determinado. Primeiro, os consumidores americanos mudam a sua demanda de bens importados da Argentina para o Brasil. Trocam também a demanda pelos bens domésticos em favor do Mercosul. O efeito final vai depender da elasticidade substituição entre os bens produzidos no Brasil e Argentina e da elasticidade substituição entre os bem gerados pelos EUA e pelo Mercosul. Entretanto, pela suposição inicial o primeiro efeito domina, ou seja, a substitutibilidade é maior entre os países parceiros do bloco econômico do que entre o bloco e os EUA. Assim sendo, a demanda americana cai e, portanto, reduz a sua participação no mercado de exportações da Argentina. Com isto, a renda das exportações argentinas diminui, reduzindo também o consumo dos bens importados dos EUA. Segundo, com a queda nos preços dos produtos brasileiros após a depreciação cambial, os consumidores argentinos são beneficiados pela melhora nos seus termos de troca. Esse efeito permite que eles financiem um nível mais elevado de consumo para um determinado volume de renda.

O saldo em conta corrente, por sua vez, é favorável à economia brasileira, $\bar{b}^{Br} > \bar{b}^{Ar}$ pelo fato de ter incrementado as exportações relativamente às importações, tanto no que se refere à Argentina quanto aos EUA, como se verifica na expressão (15) a seguir:

$$\frac{\bar{b}^{Me}}{1 - \gamma_{Me}} = \frac{2\beta(\rho - 1)}{\Theta} \gamma_{Br} \bar{m}^{Br} \quad (15)$$

Por último, as alterações do bem-estar na Argentina, provocadas por um choque monetário e de taxa de câmbio, no Brasil, podem ser observadas a partir da equação (16):

$$u^{Ar} = \gamma_{Br} \left\{ \left[\gamma_{Me} - (1 - \gamma_{Me}) \frac{\theta - \rho}{\rho} \frac{1 + \rho}{\Theta} \right] - \left[\frac{\psi - \theta}{\psi} \frac{1 + \psi}{\Phi} \right] \right\} \bar{m}^{Br} \quad (16)$$

onde $\Phi = 1 + \beta + \psi(1 - \beta)$. Conseqüentemente, a desvalorização da moeda brasileira terá o efeito de empobrecer a Argentina quando os consumidores norte-americanos não considerarem grandes diferenças nas importações do Brasil ou da Argentina, ou seja, a participação do Mercosul no mercado dos EUA é altamente sensível à mudança nos preços. Em outras palavras, se os valores de ψ e θ são muito próximos. Uma outra possibilidade é se o mercado do Mercosul como um todo for muito pequeno *vis-à-vis* ao mercado norte-americano, ou ainda se houver baixíssimo grau de substitutibilidade entre os bens produzidos no Mercosul e nos Estados Unidos. Na prática, tais fatos são observáveis tanto no que tange à proporcionalidade dos mercados quanto à substituição de produtos. Ambas as economias tendem a ser fortemente protegidas nos setores em que apresentam menores vantagens comparativas. É o caso de vários segmentos agropecuários nos Estados Unidos, em que são beneficiados por altos subsídios, enquanto no Mercosul as tarifas são encontradas com maior freqüência nos setores industriais, como a de produção de autopeças, automóveis, têxteis, entre outros, como mostra Triches (2002).

Os efeitos macroeconômicos pela adoção do regime III pelos dois principais parceiros do Mercosul, em conseqüência de um choque monetário na economia brasileira, são praticamente equivalentes àqueles ilustrados pela Figura 1. Uma diferença importante que poderia ser ressaltada é que, neste caso, a economia argentina experimentaria uma valorização na sua taxa de câmbio e uma redução do nível de preços. Esse último efeito abre espaço para uma elevação dos encaixes monetários reais e uma possível redução na taxa de juros. Entretanto, como resultado global, a economia Argentina estaria novamente em desvantagem em relação às demais economias, tal como se ela fixasse a sua taxa de câmbio ao dólar norte-americano.

3.4 REGIME VI: Taxa de câmbio administrada

Os arranjos de taxa de câmbio administrada, regime de meta de flutuação cambial e regime de taxa de câmbio com paridade deslizante tendem a guardar semelhanças muito próximas entre si. O primeiro é o sistema pelo qual o banco central intervém para amortecer a variabilidade da taxa de câmbio sem nenhuma finalidade de defender uma paridade específica. O segundo, de meta de flutuação ou *target zone* no sentido Krugman (1991), é um arranjo híbrido no qual ocorre uma combinação de alguns atributos de taxa de câmbio fixa. O terceiro adota uma regra em que a taxa de câmbio nominal sofre pequenas ou minidesvalorizações com certa freqüência para manter a taxa de câmbio real constante.¹⁶

A implementação de qualquer um desses três arranjos – a partir de agora denominado simplesmente por taxa de câmbio administrada – pelo Brasil e pela Argentina de forma harmônica e equivalente para o Mercosul produziriam efeitos macroeconômicos muito similares àqueles em que ambos os países alinhasssem as taxas de câmbio, isto é, $\bar{e}^B = \bar{e}^A$. Contudo, esta questão passa necessariamente pela coordenação estrita de políticas monetárias entre os dois países. Este fato tenderia a desempenhar um papel extremamente importante em economias interligadas pelo fluxo de capitais, pelo intercâmbio comercial e em fase de integração de seus mercados.

Por conseqüência, a ação de política monetária de um país tem efeitos substanciais sobre a economia do outro. Assim, o impacto não antecipado de política monetária interna depende essencialmente do comportamento da política monetária do outro país. Esta interdependência, que será

16 Uma análise da mudança da preferência das economias mundiais por regimes de taxa de câmbio mais flexível a partir do colapso do sistema de Bretton Woods, em 1971, pode ser verificada em Triches (2002) e Triches e Silva (2002).

maior quanto maior for o grau de integração econômica e monetária, faz com que se produzam ganhos de bem-estar não desprezíveis por meio da adoção de coordenação de políticas. Os resultados têm indicado que, para choques assimétricos não muito elevados, as estratégias de cooperação, por exemplo, entre Brasil e Argentina em coordenar as políticas tendem, evidentemente, sempre a dominar a ausência de coordenação. Neste caso, tem-se uma grande probabilidade em estabilizar o produto em torno do estado estacionário, embora com um custo de uma taxa média de inflação um pouco mais elevada.

Os argumentos apresentados indicam que a escolha do regime de taxa de câmbio administrada de forma independente pela Argentina e pelo Brasil seria totalmente inadequada. Por um lado, os países dificilmente adotariam medidas que viessem a contemplar uma trajetória de convergência nas suas principais variáveis macroeconômicas. As economias mais importantes do Mercosul vêm historicamente registrando elevado grau de instabilidade e credibilidade institucional e política, além de uma baixa eficiência no que se refere ao gerenciamento e à destinação de recursos públicos. Aliado a isto, observa-se, no contexto internacional, a facilidade encontrada na movimentação de capitais internacionais em escala cada vez mais crescente, como aborda Triches (1999). Estes são fortes argumentos que corroboram a idéia de que há uma redução, de forma inequívoca, das reais possibilidades dos governos exercerem controles eficazes sobre a taxa de câmbio tanto de curto como de longo prazo.

4 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo dinâmico de equilíbrio geral permite avaliar o efeito sobre o bem-estar derivado a partir da escolha de um sistema de taxa de câmbio ou de um arranjo monetário. Esta abordagem se caracteriza, portanto, por incorporar rigidez nominal e concorrência imperfeita nos mercados do produto e de fatores. O poder de monopólio permite explicitar a análise de como é tomada a decisão para a formação dos preços. Em geral, esses preços são estabelecidos acima do custo marginal. O produto, por sua vez, é determinado pelo lado da demanda de curto prazo. No equilíbrio, ele permanece abaixo do ótimo social. Esta distorção, por consequência, pode ser corrigida por meio de intervenções de política monetária, que passa a ter uma dimensão internacional.

Dentro desta concepção, a aplicação de modelo dinâmico de equilíbrio geral para a análise de arranjos monetários e cambiais alternativos para o Mercosul indica a preferência por sistemas mais flexíveis. Todavia, os regimes do tipo intermediário, como taxa de câmbio administrada, bandas cambiais, taxa de câmbio com paridade deslizante, entre outros, poderiam ser viáveis para o Mercosul somente sob hipóteses bastante extremadas. Necessariamente, os quatro países do bloco regional, sobretudo o Brasil e a Argentina, deveriam implementar uma coordenação estrita de políticas macroeconômicas. As evidências empíricas mostraram, por sua vez, que isto é muito pouco provável em detrimento do elevado grau de instabilidade e de baixa credibilidade políticas dos governos.

Por fim, os resultados apontaram que o arranjo cambial mais adequado em termos de desempenho econômico de geração de bem-estar é aquele em que Argentina e o Brasil fixam mutuamente o preço de suas moedas locais e as deixariam flutuar em relação as demais moedas internacionais. Entretanto, a volatilidade da taxa de câmbio poderia desencadear novamente eventuais processos hiperinflacionários vividos pelas economias no passado. Esse risco, contudo, poderia ser eliminado por meio da complementação de medidas de políticas monetárias que visem a estabelecer, por exemplo, um sistema de metas de inflação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bacchetta, Philippe; Wincoop, Eric Van. *Does exchange rate stability increase trade and capital*. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, May 1998, 34 p. (NBER Working Paper n° 6704 e disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001
- Betts, Caroline; Devereux, Michael B. *The international effects of monetary and fiscal policy in a two-country model*. (in mimeo), Columbia: University of Southern California and University of British, Mar. 1999, 49 p. (Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Chiang, Alpha. *Elements of dynamic optimization*. New York: McGraw-Hill, 1992, 327 p.
- Corsetti, Giancarlo; Pesenti, Paolo. *Welfare and macroeconomic interdependence* (in mimeo). Princeton, Princeton University, 2001a. 27 p. (Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- _____. *International dimensions of optimal monetary policy* (in mimeo). Yale University and CEPR, New York. Mar. 2001b, 43 p. (Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Corsetti, Giancarlo; Pesenti, Paolo; Roubini, Nouriel; Tille, Cédric. *Competitive devaluations: toward a welfare-based approach*. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, May 1999, 30 p. (NBER Working Paper n° 6889 e disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Devereux, Michael B. *A simple dynamic general equilibrium analysis of the trade-off between fixed and floating exchange rate* (in mimeo). Columbia., Center for Economic Policy Research, University of British Sept. 1999, 38 p. (Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Dornbusch, Rudiger. Expectations and exchange rates dynamics. *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago Press, v. 84, n. 3, p. 1161-1170, jun. 1976.
- Ghironi, Fabio; Rebucci, Alessandro. *Monetary rules for emerging market economies* (in mimeo). Boston: Boston College Economics Department, Boston, Oct. 2000, 57 p. (Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Kamien, Morton I.; Schwartz, Nancy L. *Dynamic optimization: the calculus of variations and optimal control in economics and management*. 2nd Edition. Amsterdam: North-Holland, 1991, 350 p.
- Krugman, Paul R. Target zones and exchange rate dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge: Harvard University Press, v. 45, n. 3, p. 669-682, Aug. 1991.
- Lane, Philip R. *The new open economy macroeconomics: a survey* (in mimeo). Trinita: Economics Department, College Dublin, 1999, 35 p. (Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Obstfeld, Maurice; Rogoff, Kenneth. Exchange rates dynamics redux. *Journal of Political Economy*, Chicago: University of Chicago Press, v. 103, n. 3, p. 624-660, Jun. 1995.
- _____. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, Ma.: Massachusetts Institute of Technology Press, 1996, 804p.
- Sutherland, Alan *Inflation targeting in a small open economy* (in mimeo). St. Andrews, UK: University of St Andrews and CEPR, Dec. 2000, 33 p. (Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Svensson, Lars E. O. *Open-economy inflation targeting*. Cambridge: Massachusetts National Bureau of Economic Research, Mar. 1998, 50 p. (NBER Working Paper n° 6545), disponível <http://www.nber.org.com>.

- Tille, Cédric. *Beggar thy neighbor or Beggar thyself?* The income effect of exchange rate fluctuations. New York: Federal Reserve Bank of New York, Sept. 2000, 41 p. (Staff Report 112 e disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html). Acesso em: 24 abr. 2001).
- Triches, Divanildo. A nova ordem internacional e a crise asiática. *Política Externas*, São Paulo, USP/Paz e Terra, v. 7, n. 4, p. 3-18, Mar/Maio 1999.
- _____. *Aspectos monetários, cambiais e de economia política do Mercosul*. 2002. 294 f. Tese (Doutorado em Economia), Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre RS.
- _____. *Uma análise de economia política e das atitudes dos grupos de interesse no Mercosul*. Apresentado no VIII Encontro Nacional de Economia Política, realizado em Florianópolis, no período de 17 a 20 de Junho de 2003. (Texto para Discussão 03/2003 PEPGEP/PUCSP).
- Triches, Divanildo; Silva, Soraia Santos da, Uma abordagem de economia política dos arranjos cambiais. *Pesquisa & Debates*, São Paulo: PEPGEP/PUCSP, v. 13, n. 2 (22), 2002.
- Walsh, Carl E. *Monetary theory and policy*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 1998, 528 p.

ANEXO – SOLUÇÃO E EQUAÇÕES COMPLEMENTARES DO MODELO EQUILÍBRIO GERAL PARA TRÊS PAÍSES

A cesta de consumo das famílias é definida da seguinte forma:

$$C_A^j(x) = \left[(\gamma_A \gamma_P)^{-\frac{1}{\theta}} \int_0^{\gamma_A \gamma_P} (C_A^j(z, x))^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (1)$$

$$C_B^j(x) = \left[((1 - \gamma_A) \gamma_P)^{-\frac{1}{\theta}} \int_{\gamma_A \gamma_P}^{\gamma_P} (C_B^j(z, x))^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2)$$

$$C_C^j(x) = \left[(1 - \gamma_P)^{-\frac{1}{\theta}} \int_{\gamma_P}^1 (C_C^j(z, x))^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3)$$

onde o sobrescrito denota a nacionalidade do consumidor, enquanto o índice subscrito indica o país no qual um bem em particular é produzido – para simplificar o subscrito tempo será omitido. Assim, $C_A^C(z, x)$ representa o consumo da família x , residente no país C, da classe de bens produzida pela família z , que reside no país A.

As classes dos produtos são substitutos imperfeitos entre si. A elasticidade substituição entre essas classes em qualquer país é igual a θ . Por hipótese, esse parâmetro é maior do que unidade, i.e., $\theta > 1$. Por meio das equações (1) a (3), define-se a cesta de consumo da família x residindo no país j com o seguinte índice de elasticidade de substituição constante (CES):

$$C^j(x) = \left[\gamma_P^{\frac{1}{\rho}} (C_P^j(x))^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1 - \gamma_P)^{\frac{1}{\rho}} (C_C^j)^{\frac{\rho-1}{\rho}} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (4)$$

onde ρ é a elasticidade de substituição entre as variedades de bens produzidos no país C e nos países emergentes (produtos com alta e baixa tecnologia, respectivamente). γ_P é a ponderação da participação dos dois emergentes e $1 - \gamma_P$ é a ponderação da participação do país desenvolvido. Por outro lado, a cesta de bens produzidos pelos países A e B é definida por:

$$C_P^j(x) = \left[\gamma_A^{\frac{1}{\psi}} (C_A^j(x))^{\frac{\psi-1}{\psi}} + (1 - \gamma_A)^{\frac{1}{\psi}} (C_B^j)^{\frac{\psi-1}{\psi}} \right]^{\frac{\psi}{\psi-1}} \quad (5)$$

onde ψ é elasticidade substituição entre as variedades dos bens produzidos pelos países emergentes, γ_A e $1 - \gamma_A$ são as ponderações de cada país emergente na composição da cesta de consumo de bens produzidos por esses próprios países, A e B, respectivamente. O pressuposto básico é de que $\rho \leq \psi$. Em outras palavras, a elasticidade de substituição entre os bens produzidos pelos países A e B é, no mínimo, igual ou maior que a elasticidade substituição entre os bens produzidos pelo país C e pelos dois últimos. Isto é consistente com a idéia de que cada país se especializa na produção de um único tipo de bem. Assim, a elasticidade de substituição entre os bens produzidos

num país não deveria ser menor do que a elasticidade de substituição entre os bens produzidos nos diferentes países, portanto, $\rho \leq \psi \leq \theta$.

Os índices de preço baseados na utilidade correspondente aos índices de consumo são dadas pelas seguintes equações:

$$P_A^j = \left[\frac{1}{\gamma_A \gamma_P} \int_0^{\gamma_A \gamma_P} (P_A^j(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (6)$$

$$P_B^j = \left[\frac{1}{(1-\gamma_A)\gamma_P} \int_{\gamma_A \gamma_P}^{\gamma_P} (P_B^j(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (7)$$

$$P_C^j = \left[\frac{1}{1-\gamma_P} \int_{\gamma_P}^1 (P_C^j(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (8)$$

$$P_P^j = \left[\gamma_A (P_A^j)^{1-\psi} + (1-\gamma_A)(P_B^j)^{1-\psi} \right]^{\frac{1}{1-\psi}} \quad (9)$$

$$P^j = \left[\gamma_P (P_P^j)^{1-\rho} + (1-\gamma_P)(P_C^j)^{1-\rho} \right]^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (10)$$

onde $P_k^j(z)$ é o preço do país j do bem produzido pela família z no país k . As famílias maximizam as suas funções utilidade sujeita à restrição orçamentária. A alocação ótima do consumo é expressa por meio das equações:

$$C_A^j(z, x) = \left[\frac{P_A^j(z)}{P_A^j} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_A^j}{P_P^j} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^j}{P^j} \right]^{-\rho} C^j(x) \quad (11)$$

$$C_B^j(z, x) = \left[\frac{P_B^j(z)}{P_B^j} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_B^j}{P_P^j} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^j}{P^j} \right]^{-\rho} C^j(x) \quad (12)$$

$$C_C^j(z, x) = \left[\frac{P_C^j(z)}{P_C^j} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_C^j}{P^j} \right]^{-\rho} C^j(x) \quad (13)$$

Com substitutibilidade imperfeita entre as classes dos bens, as famílias operam no regime de concorrência monopolística e enfrentam uma curva de demanda negativamente inclinada dos seus produtos. A demanda para a classe de bens produzidos pela família x é obtida pela integração de todas as famílias. A expressão resultante do produto gerado pela família x no país j , $Y^j(x)$, e sua renda, $SR^j(x)$, são expressa pelas relações (14) e (15), as quais são válidas para todos os países.¹⁷

$$\begin{aligned}
Y^A(x) &= \left[\frac{P_A^A(x)}{P_A^A} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_A^A}{P_P^A} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^A}{P^A} \right]^{-\rho} \gamma_A \gamma_P C^A \\
&+ \left[\frac{P_A^B(x)}{P_A^B} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_A^B}{P_P^B} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^B}{P^B} \right]^{-\rho} (1-\gamma_A) \gamma_P C^B \\
&+ \left[\frac{P_A^C(x)}{P_A^C} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_A^C}{P_P^C} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^C}{P^C} \right]^{-\rho} (1-\gamma_P) C^C
\end{aligned} \tag{14}$$

$$\begin{aligned}
SR^A(x) &= P_A^A(x) \left[\frac{P_A^A(x)}{P_A^A} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_A^A}{P_P^A} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^A}{P^A} \right]^{-\rho} \gamma_A \gamma_P C^A \\
&+ \frac{E^A}{E_B} P_A^B(x) \left[\frac{P_A^B(x)}{P_A^B} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_A^B}{P_P^B} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^B}{P^B} \right]^{-\rho} (1-\gamma_A) \gamma_P C^B \\
&+ E^A P_A^C(x) \left[\frac{P_A^C(x)}{P_A^C} \right]^{-\theta} \left[\frac{P_A^C}{P_P^C} \right]^{-\psi} \left[\frac{P_P^C}{P^C} \right]^{-\rho} (1-\gamma_P) C^C
\end{aligned} \tag{15}$$

17 O consumo dos países A, B e C é integrado por: $C^A = \frac{1}{\gamma_A \gamma_P} \int_0^{\gamma_A \gamma_P} C^A(q) dq$, $C^B = \frac{1}{(1-\gamma_A) \gamma_P} \int_{\gamma_A \gamma_P}^{\gamma_P} C^B(q) dq$ e $C^C = \frac{1}{(1-\gamma_P)} \int_{\gamma_P}^1 C^C(q) dq$

DETERMINANTES DA TAXA DE CÂMBIO REAL, TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL

Ailton Braga[§]

RESUMO

Testamos, para a economia brasileira, três teorias para a determinação da taxa de câmbio real: 1. a teoria da Paridade de Poder de Compra (PPC) relativa, que implica taxa de câmbio real constante; 2. a hipótese da variação relativa da produtividade, que mostra que o aumento do diferencial de produtividade entre o setor produtor de bens comercializáveis e o setor produtor de bens não comercializáveis de um país em relação a outros países leva à valorização real da taxa de câmbio e vice-versa; 3. o efeito transferências, que afirma que as transferências de renda ao exterior geram desvalorização real do câmbio, e o recebimento de transferências gera valorização cambial. Os resultados levaram à rejeição da PPC relativa e à confirmação da importância da variação relativa da produtividade e do efeito transferências na determinação da taxa de câmbio real do Brasil. A rejeição da PPC relativa implica não haver uma taxa de equilíbrio constante, à qual o câmbio sempre retornaria. E a importância da variação relativa da produtividade e do efeito transferências faz com que a taxa de câmbio real esteja sujeita a flutuações determinadas por variáveis reais, como a produtividade relativa ao exterior e o passivo externo líquido.

Palavras-chave: Paridade de Poder de Compra, efeito transferências, Balassa-Samuelson.

ABSTRACT

We test for the Brazilian economy three theories for the determination of the real exchange rate: 1. The theory of the Purchase Power Parity (PPP) relative, which implies constant real exchange rate; 2. The hypothesis of the relative variation of the productivity, which asserts that the increase of the productivity differential between producer sector of traded goods and the producer sector of no traded goods of a country regarding other countries carries to the real valorization of the exchange rate; 3. The transfers effect, which affirms that the income transfers abroad generate real devaluation of the exchange rate, and the transfers receipt generates valorization. The results carried to the rejection of PPP relative and to the confirmation of the importance of the relative variation of the productivity and of the transfers effect in the determination of the real exchange rate of Brazil. The rejection of PPP relative implies do not there be a constant balance rate, to the which the exchange rate always would return. And the importance of the relative variation of the productivity and of the transfers effect makes the rate of real exchange rate be subject the flutations certain for real variables, like the relative productivity abroad and the net external passive.

Key words: Purchase Power Parity, transfers effect, Balassa-Samuelson.

JEL classification: F31, F39.

§ Analista do departamento econômico do Banco Central, Mestre em economia pela Universidade de Brasília, e-mail: ailton.braga@bcb.gov.br

Recebido em setembro de 2003. Aceito em janeiro de 2004.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é um dos principais objetos de estudo da economia internacional, pois suas variações nominais e reais afetam inúmeras variáveis macroeconômicas e microeconômicas. O estudo dos determinantes da taxa de câmbio real, objetivo deste trabalho, tem importantes implicações de política econômica como, por exemplo, a escolha de regimes cambiais, a relação entre taxa de câmbio nominal e inflação e entre câmbio real e balanço de pagamentos.

Pretendemos, pois, apresentar as principais teorias de determinação da taxa de câmbio real no longo prazo, revisar as evidências empíricas, testar as teorias para a economia brasileira e discutir as implicações para a política econômica. A importância do trabalho reside no fato de ajudar a complementar a limitada bibliografia brasileira sobre os determinantes do câmbio real.

A primeira parte do trabalho traz uma discussão teórica sobre determinantes da taxa de câmbio real. Há várias teorias sobre a taxa de câmbio real, sendo que em três delas o trabalho se concentra: i) a teoria da Paridade de Poder de Compra (PPC), que implica taxa de câmbio real constante; ii) a hipótese de Balassa-Samuelson ou variação relativa da produtividade, que argumenta ser o crescimento da produtividade interna em relação à externa o causador da valorização real do câmbio; e, iii) o efeito transferências, que supõe serem as transferências de renda ao exterior geradoras de desvalorização da taxa de câmbio real. Na segunda seção serão detalhadas essas três teorias, adotadas como base teórica do trabalho.

Em seguida, na terceira seção, revisar-se-á parte da literatura que procura testar empiricamente os determinantes da taxa de câmbio real. Os resultados dos testes tendem a confirmar a importância da variação relativa da produtividade e do efeito transferências na determinação do câmbio real.

Para a economia brasileira, há poucos testes da validade da Paridade de Poder de Compra, os quais têm apresentado resultados divergentes. Para a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências não há testes empíricos aplicados à economia brasileira. Assim, este trabalho será o primeiro a testar as duas hipóteses teóricas para os dados do Brasil.

A quarta seção será o núcleo do trabalho. Nela será testada a validade empírica das três hipóteses teóricas para a economia brasileira. Parte da seção será dedicada ao tratamento das questões metodológicas relativas à escolha das variáveis e aos testes econométricos, e outra a discorrer sobre os resultados dos testes. Ainda na quarta seção será feito um breve histórico das políticas cambiais brasileiras de 1947 a 2000. Esse histórico se justifica pela necessidade do conhecimento de algumas especificidades da economia brasileira antes de se efetuar uma análise empírica para o Brasil.

Para testar a validade da Paridade de Poder de Compra, da hipótese de Balassa-Samuelson e do efeito transferências para a economia brasileira, trabalharemos com duas estimativas da taxa de câmbio real brasileira e três períodos de tempo distintos. Utilizaremos testes de estacionariedade da taxa de câmbio real e testes de co-integração entre a taxa de câmbio real do Brasil e seus determinantes teóricos.

A conclusão do trabalho constará de uma síntese dos resultados e discussão de algumas implicações de política econômica, sendo uma delas a superioridade do câmbio flexível em relação ao câmbio fixo.

2 REFERÊNCIAS TEÓRICAS

As três principais referências teóricas para os determinantes da taxa de câmbio real no longo prazo são a teoria da Paridade de Poder de Compra, a variação relativa da produtividade e o efeito transferências, apresentadas a seguir. Considera-se o longo prazo o período em que os preços se ajustam por completo e os choques nominais são corrigidos.

2.1 A teoria da Paridade de Poder de Compra (PPC)

A teoria da Paridade de Poder de Compra baseia-se na idéia de que na presença de um mercado competitivo e na ausência de restrições ao comércio internacional e custos de transportes, a arbitragem internacional forçará a equalização de preços, quando medidos na mesma moeda, dos bens idênticos vendidos em diferentes países. Há duas versões da Paridade de Poder de Compra: absoluta e relativa.

A PPC absoluta baseia-se na lei do preço único: quando medido na mesma moeda, o preço de um bem deve igualar-se entre diferentes países:

$$P_i = E \cdot P_i^* \quad \frac{\sum \alpha^i P_i}{\sum \alpha^i P_i^*} \quad i = 1 \quad n$$

onde i é o número de bens, P_i é o preço em moeda nacional do bem i , P_i^* é o preço do bem i na moeda internacional, E é a taxa de câmbio nominal: o preço, em moeda nacional, da moeda internacional e α^i é o peso do bem i no índice de preços.

À hipótese subjacente à lei do preço único interpõem-se algumas restrições. Custos de transporte e barreiras ao comércio internacional geram diferenças de preços entre países para os mesmos bens. Além disso, a arbitragem internacional não se aplica aos bens e serviços não comercializáveis.

A paridade relativa afirma que a variação da taxa de câmbio nominal será igual à variação dos preços internos descontada da variação dos preços externos:

$$\Delta \log(E) = \Delta \log(P) - \Delta \log(P^*)$$

onde \log indica o logaritmo da variável.

A PPC relativa é uma consequência da PPC absoluta. Cassel (1921) recomendou a paridade relativa como referência para a taxa de câmbio dos países que abandonaram o padrão-ouro após a Primeira Guerra Mundial.

2.2 Taxa de câmbio real e variação relativa da produtividade

Balassa (1964) e Samuelson (1964) observaram a relação direta entre níveis de preços dos países, quando medidos na mesma moeda para uma mesma cesta de bens e serviços, e o nível de renda *per capita* dos mesmos e propuseram uma explicação teórica. A equalização internacional de preços é válida apenas para os bens comercializáveis; o setor produtor de comercializáveis dos países pobres é menos produtivo que o dos países ricos, por isso pagam salários mais baixos. Sendo o nível de produtividade do setor produtor de não comercializáveis pouco distinto entre os países, os preços dos serviços serão mais baixos nos países pobres, que pagam baixos salários. Isso implica

que os países pobres terão níveis de preços menores e, conseqüentemente, uma taxa de câmbio mais desvalorizada que os países mais produtivos.

A teoria de Balassa e Samuelson tem implicações sobre a variação da taxa de câmbio real, pois países com altas taxas de crescimento da produtividade do setor produtor de comercializáveis tendem a apresentar valorização cambial, devido ao aumento de salários e preços dos bens e serviços não comercializáveis.

2.3 O efeito transferências

A relação entre transferências de renda internacionais e taxa de câmbio real é uma questão antiga na economia internacional e deu origem a um debate entre Keynes e Ohlin no final dos anos 20, mencionado por Obstfeld e Rogoff (1996), sobre os impactos das reparações de guerra da Alemanha, após a Primeira Guerra Mundial. A crise da dívida externa dos países emergentes nos anos 80, as crises financeiras nos anos 90 e o crescente passivo externo dos Estados Unidos reacenderam o interesse pelo tema. A hipótese básica do efeito transferências é de que países com passivo externo líquido tendem a ter uma taxa de câmbio real mais desvalorizada do que os países com crédito externo.

Keynes argumentava, conforme Obstfeld e Rogoff (1996), que países com grande passivo externo líquido precisam ter superávits comerciais para cobrir as transferências de renda ao exterior, e a obtenção destes superávits exige uma taxa de câmbio real mais depreciada.

Em modelos de otimização intertemporal, em que os agentes econômicos maximizam seus benefícios em um horizonte de tempo infinito, o efeito transferências pode ocorrer na presença de preferência pelos comercializáveis nacionais ou por meio do impacto do efeito riqueza gerado pelas transferências ou recebimentos de renda do exterior sobre a oferta de trabalho ou sobre a demanda por bens e serviços não comercializáveis.

Com preferência pelos bens comercializáveis nacionais, conforme Buitier (1989), as transferências para o exterior geram declínio da demanda global pelos bens nacionais, forçando uma queda dos termos de troca e uma conseqüente desvalorização do câmbio real.

Alguns modelos teóricos salientam o efeito riqueza gerado pelas transferências de renda ao exterior. Obstfeld e Rogoff (1995) consideram que as transferências de renda ao exterior geram uma redução da riqueza doméstica, ocasionando um aumento da oferta de trabalho e, conseqüentemente, de bens exportáveis, afetando negativamente os termos de troca, gerando, assim, a desvalorização cambial. Obstfeld e Rogoff (1996) afirmam que os recebimentos de transferências do exterior geram um aumento dos gastos nos bens não comercializáveis; esse aumento da demanda, dado o nível de produtividade da economia, gera deslocamento da mão-de-obra para o setor produtor de bens não comercializáveis e conseqüente declínio do setor exportador desses países. A redução da oferta de bens exportáveis gera uma melhora dos termos de troca e assim a valorização cambial.

Lane e Milesi-Ferreti (2001) consideram que o efeito transferências ocorre devido aos ajustes da balança comercial exigidos pelas transferências de renda ao exterior, retomando, assim, a linha de argumentação defendida por Keynes. O país que transfere renda ao exterior precisa de superávits na balança comercial para cobrir essas transferências. A obtenção desses superávits, dada a produtividade em relação ao exterior do setor produtor de bens comercializáveis, exige redução da demanda interna para gerar excedentes exportáveis. Essa redução da demanda interna gera um efeito renda negativo que afeta a oferta de trabalho e a demanda pelos bens não comercializáveis. O aumento da oferta de trabalho força a redução dos salários em relação aos praticados no exterior

e isso torna os produtos nacionais mais competitivos, possibilitando os superávits na balança comercial. A redução dos salários e da demanda implica a redução dos preços dos bens não comercializáveis.¹ Essa redução dos preços, medidos na moeda internacional, significa uma desvalorização real do câmbio. Nos países que recebem renda do exterior ocorre o inverso: maior demanda interna, efeito renda positivo, redução da oferta de trabalho, maiores salários, déficits comerciais, maiores preços de bens e serviços não comercializáveis, taxa de câmbio valorizada.

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Esta seção analisa as evidências empíricas existentes para as três hipóteses teóricas adotadas como referência para a análise dos determinantes da taxa de câmbio real: a Paridade de Poder de Compra, a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências.

3.1 Evidências empíricas da PPC:

Os primeiros testes da PPC relativa testavam a PPC como hipótese nula:

$$\Delta \log(e_t) = \alpha + \beta (\Delta \log(p_t)) - \delta (\Delta \log(p^*_t)) + \varepsilon$$

onde Δ indica variação, \log o logaritmo, e_t se refere à taxa de câmbio nominal no período t , P_t indica os preços no país e P^*_t os preços no exterior.

Esperava-se que β fosse igual a 1 e α igual a zero. Este tipo de teste assumia que os preços determinavam a taxa de câmbio nominal; entretanto, a taxa de câmbio nominal também afeta os preços, gerando um problema de causalidade.

Uma segunda fase dos testes correspondeu ao teste de estacionariedade da taxa de câmbio real. Este teste apresentava o problema do baixo poder de rejeitar a hipótese nula de que há raiz unitária, de forma que havia um viés no sentido de rejeitar a estacionariedade da taxa de câmbio real e, portanto, a teoria da PPC. O problema, no entanto, é corrigido quando se trabalha com um período de tempo longo: cerca de 70 anos.

A terceira fase de testes correspondeu ao uso da co-integração para testar a existência de uma relação de longo prazo entre taxa de câmbio nominal e variação relativa de preços internos e externos. O teste de co-integração, ao contrário dos testes de estacionariedade, não trabalha com a hipótese de homogeneidade no longo prazo entre preços relativos e taxa de câmbio nominal.

No Brasil, a PPC foi utilizada como referência para a política de minidesvalorizações cambiais implantada no final da década de 60, conforme Abreu (1990). Nos países industrializados, até a década de 80, a teoria da PPC havia sido desacreditada como referência para a determinação da taxa de câmbio porque os dados mostravam uma grande volatilidade da taxa de câmbio real e duradouros desvios da taxa de câmbio em relação ao predito pela PPC, conforme Froot e Rogoff (1995). Nas décadas de 80 e 90, o acesso a séries longas de taxas de câmbio (mais de 70 anos), e os novos testes de co-integração indicaram que no longo prazo a taxa de câmbio tende a convergir para o que é predito pela teoria da PPC. Segundo Rogoff (1996), há um surpreendente grau de consenso em relação às evidências empíricas da PPC: no longo prazo a taxa de câmbio real tende a convergir para a PPC, a convergência é lenta (cerca de 15% ao ano) e os desvios duram de 3 a 5 anos.

¹ Os preços dos bens comercializáveis, quando medidos na moeda internacional, não se reduzem, devido à menor demanda interna, porque os seus preços são determinados no mercado internacional.

Os desvios da PPC são normalmente justificados pela rigidez de preços e salários, discriminação de preços entre países, choques monetários, bolhas especulativas e mudanças de portfólio dos agentes econômicos, conforme Rogoff (1996). Entretanto, apenas a rigidez de preços não consegue explicar os longos desvios observados da taxa de câmbio real e os testes empíricos, que têm confirmado a PPC relativa, são enviesados pelo fato de trabalharem com dados para países desenvolvidos, os quais apresentam maior estabilidade estrutural. Esse viés é mencionado por Froot e Rogoff (1995), que mostram que a PPC relativa não é válida, por exemplo, para a taxa de câmbio real da Argentina. Além disso, os testes que confirmaram a co-integração entre taxa de câmbio nominal e variação relativa de preços internos e externos encontraram, em sua maior parte, relações de longo prazo entre as variáveis que não correspondem ao esperado pela teoria econômica, como, por exemplo, a elasticidade da taxa de câmbio nominal em relação à variação relativa de preços internos e externos muito diferente da unidade, conforme mencionado por Froot e Rogoff (1995).

Há poucos testes empíricos sobre a PPC relativa para o Brasil. Cati e Zini (1993) testam a PPC relativa para a taxa de câmbio real brasileira no período 1855 a 1990. Para estimar a taxa de câmbio real para o período, os autores utilizaram a taxa de câmbio nominal média do ano, em relação à libra inglesa, entre 1855 e 1930, e em relação ao dólar americano, entre 1929 e 1990. Os deflatores foram, para o preço doméstico, o índice do custo de vida de 1855 a 1912 e o deflator do PIB de 1912 a 1990, e para o preço externo, o índice de preços por atacado da Grã-Bretanha de 1855 a 1930 e o deflator do PIB dos Estados Unidos de 1920 a 1990. Os autores testam a presença de raiz unitária para o logaritmo da taxa de câmbio real estimada utilizando o teste Dickey-Fuller aumentado e também os testes Z_t e Z_α de Phillips. Os testes não permitiram rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, implicando, portanto, a rejeição da PPC relativa.

Outro teste da PPC relativa para a economia brasileira é feito por Rossi (1991), em que o autor testa a presença de raiz unitária para quatro versões do câmbio real: câmbio oficial, câmbio do mercado paralelo, taxa de câmbio real efetiva (cesta de moedas) para o total das exportações e para produtos manufaturados. Os dados são mensais e cobrem o período de 1980 a 1988. O teste utilizado foi o de Dickey-Fuller aumentado, e o resultado não permitiu a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade, implicando, portanto, a rejeição da PPC relativa. O autor também testou a co-integração entre a variação da taxa de câmbio nominal e a variação dos preços internos e externos, e os resultados confirmaram a co-integração entre as variáveis, o que implica aceitar a PPC relativa. A conclusão do trabalho é que a validade da PPC relativa para o período é incerta. Vale ressaltar que o período de 9 anos (de 1980 a 1988) é curto para analisar a PPC relativa.

Uma análise empírica mais recente sobre a teoria da Paridade de Poder de Compra para o Brasil é feito por Holland e Pereira (1999). Inicialmente os autores fazem uma resenha de testes anteriores para o Brasil, depois analisam a evolução da taxa de câmbio real no País de 1979 a 1997 e deduzem pela incapacidade das autoridades monetárias em manter estável a taxa de câmbio real. Os autores testam a co-integração, por meio do método de Johansen, entre a taxa de câmbio nominal brasileira e três diferentes combinações de índices de preços do Brasil e dos Estados Unidos. Os testes são feitos com dados trimestrais, para o período de 1974 a 1997 e os subperíodos de 1974 a 1985 e 1986 a 1997. Nos testes econométricos, há a preocupação em analisar a normalidade dos resíduos da equação do teste de Johansen, pois se os resíduos não fossem normalmente distribuídos os resultados não seriam válidos. Para garantir a normalidade dos resíduos são introduzidas variáveis *dummies* nas equações. Os resultados dos testes indicam a co-integração entre a taxa de câmbio nominal e a evolução relativa dos preços internos e externos, o que indica a validade da teoria da Paridade de Poder de Compra relativa para o Brasil.

Ressalte-se que os testes de estacionariedade da taxa de câmbio real realizados por Holland e Pereira indicaram a não estacionariedade das séries, o que levaria à rejeição da PPC relativa. Entre-

tanto, ao trabalhar com testes de co-integração, assumindo uma versão mais fraca da PPC relativa, os autores conseguem confirmar a teoria.

O teste de co-integração entre o câmbio nominal e a variação relativa de preços internos e externos assume uma versão mais fraca da PPC porque ao testar-se a estacionariedade da taxa de câmbio real, definida como $\log(r_t) = \log(e_t) - \log(p_t) + \log(p_t^*)$, assume-se a simetria e a proporcionalidade entre as variáveis nominais. Já o teste de co-integração é equivalente a testar a estacionariedade do termo $\log(e_t) - \mu \log(p_t) + \mu^* \log(p_t^*)$, para quaisquer valores das constantes μ e μ^*

A seguir, serão analisadas as evidências empíricas para duas teorias alternativas à Paridade de Poder de Compra: a variação relativa da produtividade e o efeito transferências.

3.2 Evidências empíricas da variação relativa da produtividade

No Brasil, não há testes empíricos para a hipótese da variação relativa da produtividade determinar o câmbio real. Esse fato pode ser explicado, em parte, pela instabilidade característica da economia brasileira, que dificulta a análise da evolução da taxa de câmbio real no Brasil e seus possíveis determinantes, principalmente se o objetivo for analisar um período de tempo longo.

A formulação básica para o teste da hipótese da variação relativa da produtividade é mostrada abaixo:

$$\Delta \log(r_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(a_t^T / a_t^N) + \beta_2 \Delta \log(a_t^{T*} / a_t^{N*}) + \varepsilon$$

onde r_t é a taxa de câmbio real no período t , a_t^T e a_t^N é a produtividade total dos fatores (a maioria dos autores trabalha, no entanto, com a produtividade do trabalho, do setor de comercializáveis e do setor de não comercializáveis do país), a_t^{T*} e a_t^{N*} referem-se à produtividade do país estrangeiro.

Espera-se que β_1 seja negativo e β_2 seja positivo.

Pode-se simplificar o teste trabalhando-se com a hipótese de que a produtividade do setor de não comercializáveis varia igualmente entre os países, de forma que:

$$\Delta \log(r_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(a_t^T) + \beta_2 \Delta \log(a_t^{T*}) + \varepsilon$$

Ou ainda associando-se a variação da produtividade do setor de comercializáveis à variação da renda *per capita*:

$$\Delta \log(r_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(\text{PIBpc}_t) + \beta_2 \Delta \log(\text{PIB}^*\text{pc}_t) + \varepsilon$$

Pode-se, também, testar a co-integração entre a taxa de câmbio real e o diferencial de produtividade entre os dois países.

Há uma vasta literatura sobre as evidências empíricas da relação entre variação relativa da produtividade e taxa de câmbio real. Froot e Rogoff (1995) fazem uma resenha das evidências empíricas da hipótese de Balassa-Samuelson. Os testes empíricos citados no trabalho de Froot e Rogoff concentram-se nos países desenvolvidos e tendem a confirmar a relação negativa entre variação da produtividade interna e externa e câmbio real, ou seja, países com maior nível de produtividade do setor produtor de bens comercializáveis têm taxas de câmbio mais valorizadas que os países menos produtivos.

Isard, Symansky e Takatoshi (1997) testaram a relação entre variações relativas da renda *per capita* e variações da taxa de câmbio real para países asiáticos com altas taxas de crescimento do

produto nacional. Japão, Coréia, Taiwan, Hong Kong e Cingapura tiveram valorização cambial, como esperado. Indonésia, China e Malásia não apresentaram valorização do câmbio.

De Broeck e Slok (2001) analisam as variações reais do câmbio, na década de 90, de ex-países socialistas do leste europeu. A maior parte desses países apresentou forte valorização real do câmbio nesse período de transição em direção a uma economia de mercado. Os autores testam, utilizando painel para o período 1993-1998, se essa apreciação é explicada por ganhos de produtividade do setor produtor de bens comercializáveis. Os testes indicam que os ganhos de produtividade ajudam a explicar a evolução real do câmbio desses países. Uma inferência importante do trabalho de De Broeck e Slok é que, mantendo-se a tendência de aumento relativo da produtividade, os países em transição para uma economia de mercado do leste europeu que adotarem câmbio fixo ou controlado sofrerão pressões inflacionárias devido à valorização cambial induzida pelos ganhos de produtividade.

A análise empírica da hipótese de Balassa e Samuelson não é conclusiva, mas é um indicativo da importância da variação relativa da produtividade na determinação da taxa de câmbio real.

3.3 Evidências empíricas do efeito transferências

Os testes empíricos do efeito transferências analisam se as variações da taxa de câmbio real estão relacionadas a variações dos ativos externos líquidos. Espera-se que a acumulação líquida de ativos externos implique apreciação do câmbio real.

Obstfeld e Rogoff (1996) testam, para uma série de países industrializados, a relação entre variações da taxa de câmbio real e variações dos ativos externos líquidos, medidos como porcentagem do PIB, entre 1981 e 1990. Os resultados indicam que 1% de aumento dos ativos estrangeiros líquidos como porcentual do PIB levam a 1% de apreciação real do câmbio.

Lane e Milesi-Ferreti (2000) testam a relação entre taxa de câmbio real e variação da renda *per capita* dos ativos estrangeiros líquidos e dos termos de troca. O teste é *cross-section* e refere-se às variações no período 1975-1985 e 1986-1996 para uma série de países desenvolvidos e em desenvolvimento. O aumento (diminuição) dos ativos externos líquidos está associado à apreciação (depreciação) do câmbio, como esperado.

Fiorêncio e Moreira (1997) analisam os determinantes da taxa de câmbio do Brasil no período 1947-1995, e inicialmente desenvolvem um modelo de agente representativo em que a taxa de câmbio real é a variável de controle que garante o equilíbrio intertemporal do balanço de pagamentos. O modelo assume que: a) o país produz uma quantidade fixa de um único bem; b) a taxa de câmbio real determina quanto desse bem será exportado; c) o país tem acesso ao mercado internacional de capitais; e d) paga uma taxa de juros por sua dívida externa, que é função crescente da relação entre a dívida externa e o PIB. O modelo considera como determinantes do câmbio real a relação dívida externa/PIB, o aumento da dívida implica depreciação cambial, e as exportações líquidas de bens e serviços não fatores, o incremento das exportações leva à valorização real do câmbio.

Para testar empiricamente o modelo, os autores estimam a taxa de câmbio real para o período 1947-1995, utilizando a taxa de câmbio nominal média do ano e como indicadores da variação de preços internos e externos o deflator do PIB brasileiro e o WPI USA (o índice de preços no atacado dos Estados Unidos). Consideram também dados anuais para a dívida externa líquida como porcentual do PIB e as exportações líquidas de bens e serviços não fatores em relação ao PIB. O trabalho testou a co-integração entre as variáveis utilizando um vetor de correção de erros. Os testes

identificaram a existência de um vetor de co-integração entre as variáveis, indicando haver uma relação de longo prazo entre as mesmas, conforme esperado.

O trabalho de Fiorêncio e Moreira enfatiza a análise empírica do efeito de choques, interpretados como variáveis exógenas não observadas, sobre as variáveis do modelo, e em nenhum momento menciona o efeito transferências. Entretanto, consideramos os resultados desse trabalho um indicador da importância do passivo externo líquido e transferências de renda internacionais para a determinação da taxa de câmbio real brasileira.

Em síntese, a análise empírica corrobora a relação teórica entre transferências internacionais e taxa de câmbio real.

4 APLICAÇÕES PARA O BRASIL

O objetivo desta seção é testar os determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real para a economia brasileira. Testaremos a Paridade de Poder de Compra relativa para a taxa de câmbio real do Brasil, e também se a taxa de câmbio é determinada pela variação relativa da produtividade e pelas transferências de renda internacionais.

4.1 Escolha e definição das variáveis

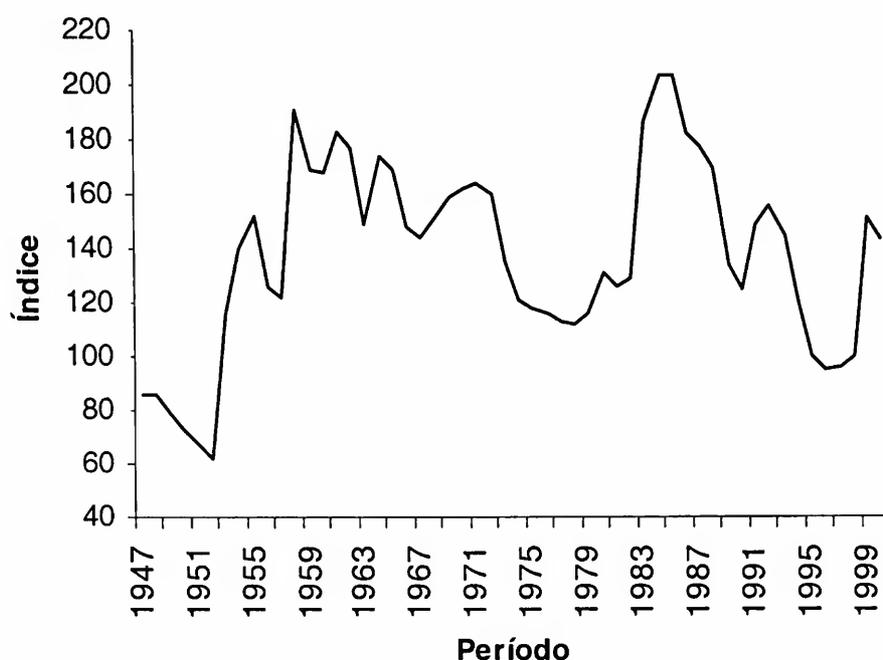
Escolhemos o período de 1947 a 2000 para testar as hipóteses. A escolha do período deve-se à disponibilidade de dados e à boa extensão (54 anos). Para dar maior consistência e robustez à análise empírica realizaremos também os testes econométricos para subperíodos do período completo.

Os deflatores escolhidos foram o índice de preços ao consumidor da cidade do Rio de Janeiro, calculado pela Fundação Getúlio Vargas, e o deflator do PIB. Serão deflatores externos o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, CPI-USA, e o deflator do PIB americano. O deflator do PIB se diferencia dos índices ao consumidor por incluir preços de bens intermediários e de bens de capital, além dos preços dos bens finais.

Para estimarmos a taxa de câmbio real utilizamos a taxa de câmbio nominal de venda, média anual, fornecida pelo Banco Central. Para o período 1953-1961, em que vigoraram taxas de câmbio múltiplas, trabalhamos com a taxa de câmbio livre, utilizada, inicialmente, para o movimento de capitais, e que passou a abranger uma variedade cada vez maior de exportações e importações ao longo do período, até o início, em 1961, do processo de unificação cambial, ocorrido pela taxa de câmbio livre.

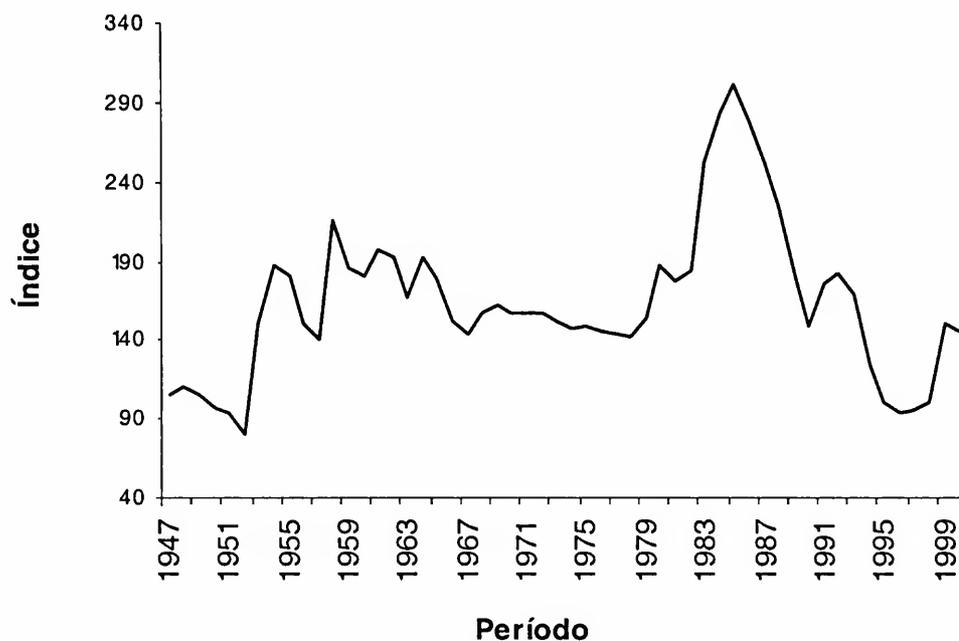
Foram estimadas duas taxas de câmbio reais referentes a diferentes combinações de índices de preços do Brasil e dos Estados Unidos. A taxa de câmbio real, r_j , utiliza como deflator o IPC-RJ e como inflator o CPI-USA, e a taxa de câmbio real, r_d , é estimada usando-se o deflator do PIB brasileiro e o deflator do PIB americano. As duas estimativas da taxa de câmbio são apresentadas em tabelas, no anexo, e nos Gráficos 4.1 e 4.2

Gráfico 4.1 – Taxa de câmbio real RD - 1995=100



Fonte: Estimado pelo autor a partir de dados para a taxa de câmbio nominal, do *Boletim do Banco Central do Brasil*; deflator do PIB brasileiro, disponível no *Anuário Estatístico do IBGE*; e deflator do PIB americano, disponível no *International Financial Statistics* (FMI).

Gráfico 4.2 – Taxa de câmbio real RJ - 1995=100



Fonte: Estimado pelo autor a partir de dados para a taxa de câmbio nominal, do *Boletim do Banco Central do Brasil*; Índice de preços ao consumidor do Rio de Janeiro, da FGV, extraídos da revista *Conjuntura Econômica*; e índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, disponíveis no *International Financial Statistics* (FMI).

Definidas as taxas de câmbio reais, devemos indicar *proxies* para os seus determinantes teóricos: a variação relativa da produtividade interna e externa e as transferências de renda ao exterior.

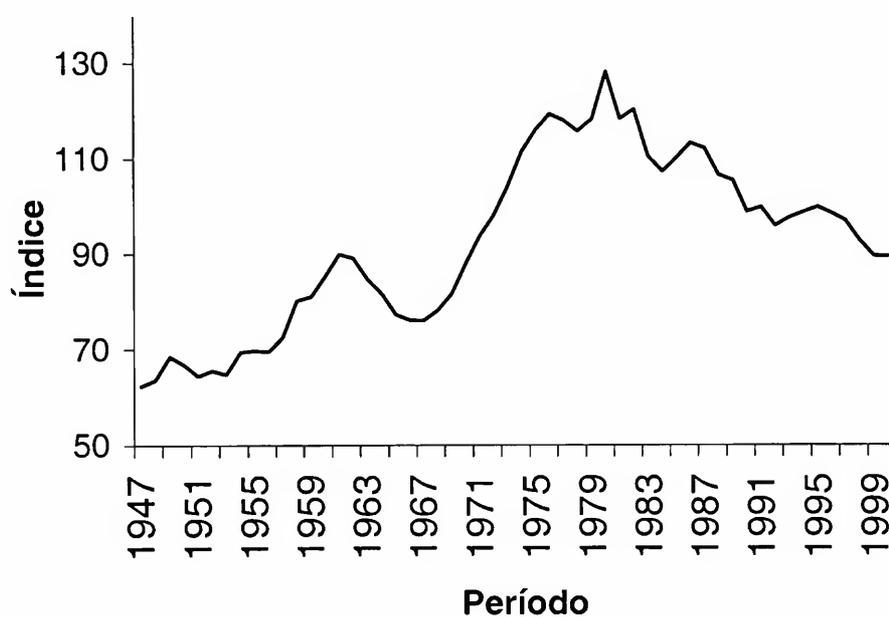
Utilizamos como indicadores da produtividade do Brasil e Estados Unidos índices do PIB *per capita* dos dois países. Estamos assumindo que a produtividade do setor produtor de comercializáveis cresce mais rapidamente que no setor produtor de não comercializáveis, de forma que um rápido crescimento da renda *per capita* levaria ao aumento do diferencial de produtividade entre os dois setores. A utilização da renda *per capita* como indicador de produtividade para testar a hipóte-

se de Balassa-Samuelson foi feita pelo próprio Balassa em seu artigo de 1964 que deu origem à teoria. O PIB *per capita* como indicador de produtividade tem ainda a vantagem de evitar trabalhar-se com indicadores de produtividade setoriais com diferenças metodológicas significativas entre os países e não disponíveis para todo o período estudado.

Construímos um indicador da produtividade relativa das economias brasileira e americana pela divisão dos índices do PIB *per capita* a preços constantes dos dois países. Assim, o índice resultante, representado por y , é adimensional e sua elaboração não exigiu a conversão de valores pela taxa de câmbio. A série de valores de y é apresentada em tabelas, no anexo, e no Gráfico 4.3.

Para testar o efeito transferências, os pesquisadores normalmente utilizam o passivo externo líquido como porcentual do PIB; espera-se que países com maior passivo externo tenham taxas de câmbio mais desvalorizadas. É importante lembrar que o efeito transferências dá-se devido às transferências de renda entre países afetar a demanda por bens não comercializáveis e a oferta de trabalho² em cada país, e que o passivo externo líquido é o principal determinante dessas transferências. Apesar disso, o passivo externo líquido como porcentual do PIB apresenta alguns problemas como determinante do efeito transferências. Há transferências de renda unilaterais, que não estão ligadas ao passivo externo líquido, as quais se referem, principalmente, às remessas de imigrantes aos seus países de origem. Além disso, há as diferenças de taxas de juros pagas pelos países,³ de modo que países com o mesmo volume de passivo externo como porcentual do PIB podem remeter ao exterior diferentes níveis de renda. Dessa forma, consideramos como melhor indicador do volume de transferências de renda internacionais a renda líquida enviada ao exterior como porcentual do PIB, que tem a vantagem de captar as transferências unilaterais e as diferentes taxas de juros pagas pelos países.

Gráfico 4.3 - Índice do PIB *per capita* brasileiro em relação ao PIB *per capita* americano - Y - 1995=100



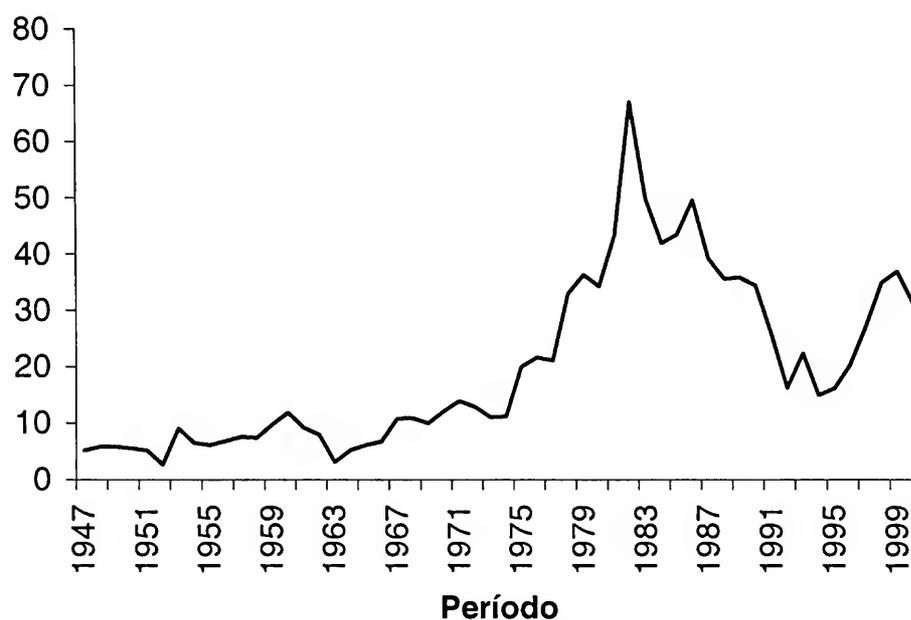
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do PIB *per capita* brasileiro, disponíveis em vários números do *Anuário Estatístico do IBGE*, e do PIB *per capita* americano, disponíveis no *International Financial Statistics* (FMI).

- 2 Para o Brasil, pode-se argumentar que a oferta de trabalho é elástica, sendo pouco sensível a um provável efeito renda gerado pelas transferências de renda ao exterior; entretanto, se a oferta de trabalho não for infinitamente elástica haverá alguma reação ao efeito renda, afetando, conseqüentemente, os salários. Além disso, o efeito transferências dá-se também pelo fato de as transferências de renda ao exterior afetarem a demanda e o preço dos bens não comercializáveis.
- 3 Normalmente, os chamados países emergentes pagam taxas de juros pelos seus títulos da dívida externa superiores aos pagos pelos títulos do governo americano, que são considerados mais seguros. Segundo dados do banco de investimentos JP Morgan e do Federal Reserve, os títulos da dívida externa brasileira pagaram entre 1995 e 2000, em média, taxas de juros anuais, em dólares, de cerca de 14%, enquanto que os títulos de longo prazo do governo americano pagaram cerca de 6% ao ano.

Escolhida a renda líquida enviada ao exterior como percentual do PIB como determinante do efeito transferências, surge outro problema: o PIB em dólares é diretamente afetado pela variação real do câmbio. Quando há uma desvalorização real do câmbio, o PIB em dólares cai, a não ser que o crescimento real do PIB compense a desvalorização cambial. O inverso ocorrerá se houver valorização real do câmbio. Isto foi visto no Brasil em 1999, quando houve a adoção do câmbio flexível e forte desvalorização real do câmbio. Nesse ano, o PIB brasileiro teve um crescimento real de 0,79%, enquanto o PIB em dólares caiu 32,77%. Assim, temos uma relação negativa entre câmbio real e PIB em dólares que poderá levar a uma relação positiva entre renda líquida enviada ao exterior como percentual do PIB e taxa de câmbio real. Para evitar esse problema utilizaremos a renda líquida enviada ao exterior como percentual das exportações como *proxy* do determinante do efeito transferências. Essa variável ainda tem a vantagem de captar possíveis pressões sobre o balanço de pagamentos.

A variável renda líquida enviada ao exterior como percentual das exportações, representada por y_f , foi construída pela divisão do valor da renda líquida enviada ao exterior pelo valor das exportações, e indica a porcentagem das exportações necessárias para cobrir as transferências líquidas de renda ao exterior. A variável y_f é apresentada em tabelas, no anexo, e no Gráfico 4.4.

Gráfico 4.4 – Renda líquida enviada ao exterior como percentual das exportações - Y_f



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do balanço de pagamentos brasileiro sobre as exportações e a renda líquida enviada ao exterior, disponíveis em vários números do *Boletim do Banco Central do Brasil*.

A Tabela 4.1 apresenta um resumo das variáveis utilizadas nos testes econométricos e suas principais características.

Tabela 4.1 – Quadro-resumo das variáveis utilizadas nos testes econométricos

Variável	Sigla	Característica
Taxa de câmbio real	RD	Tem como deflatores o deflator do PIB brasileiro e o o deflator do PIB americano
Taxa de câmbio real	RJ	Tem como deflatores o IPC-RJ da FGV e o deflator do PIB americano
Renda líquida enviada ao exterior como porcentual das exportações	Yf	
Índice do PIB <i>per capita</i> brasileiro em relação ao americano	Y	Índice adimensional, sua construção não exigiu a conversão de diferentes moedas

4.2 Políticas cambiais⁴ e variáveis *dummies*

Nas estimativas econométricas utilizaremos *dummies* para captar as mudanças de política cambial ao longo do período de 1947 a 2000.

As *dummies* serão representadas pela letra D seguida de números que identificam o período em que a mesma assume o valor 1. Dessa forma, D4752 é uma *dummy* que assume o valor 1 no período de 1947 a 1952 e o valor 0 nos demais anos.

O período de 1947 a 1952 foi marcado pela fixação de uma taxa de câmbio nominal constante e pela imposição de controles quantitativos das importações. A fixação do câmbio nominal resultou em forte valorização cambial e redução drástica das reservas internacionais. Em 1953, em reação à crise de balanço de pagamentos, o governo implantou um sistema de taxas de câmbio múltiplas, que implicou desvalorização do câmbio, ao mesmo tempo que permitia um controle seletivo das importações por meio das várias taxas de câmbio vigentes. O sistema foi sendo alterado ao longo do tempo, até que em 1961 iniciou-se o processo de unificação cambial, consolidado em 1964.

O período de 1964 a 1967 foi marcado pela unificação cambial e por maxidesvalorizações nominais periódicas, realizadas para acompanhar a elevada inflação interna. Essas maxidesvalorizações geravam uma elevada volatilidade da taxa de câmbio real.

Em 1968, o governo implantou a política de minidesvalorizações cambiais, em que a taxa de câmbio nominal sofria pequenas desvalorizações, com periodicidade curta. Visava-se, assim, a preservar o valor real da taxa de câmbio e diminuir a volatilidade da mesma. Essa política foi mantida, e não necessariamente alcançou o objetivo de evitar a valorização do câmbio real, até dezembro de 1979, quando foi feita uma maxidesvalorização cambial, forçada pelas condições externas adversas.

O período de 1980 a 1982 é marcado pela instabilidade da política cambial. Em 1980, em uma tentativa de reduzir as taxas de inflação, houve a prefixação da correção nominal do câmbio. O resultado foi uma forte valorização cambial, com a prefixação sendo abandonada em novembro de

⁴ O breve histórico da política cambial brasileira feito neste capítulo é baseado em Abreu (1990), Andima (1994), Garófalo Filho (2000) e Garófalo Filho (2002)

1980. Voltou-se então para a política de minidesvalorizações do câmbio, que foi interrompida pela maxidesvalorização cambial em 1983.

A política cambial entre 1983 e 1985 foi caracterizada pela maxidesvalorização cambial em março de 1983, seguida de uma política de minidesvalorizações cambiais que visava à manutenção da taxa de câmbio em patamares que garantissem a obtenção de elevados superávits da balança comercial. Essa política foi mantida até fevereiro de 1986, quando foi implantado o Plano Cruzado.

O período 1986 a 1989 é marcado pelos planos de estabilização e pelas elevadas taxas de inflação, gerando grande instabilidade econômica. Em fevereiro de 1986, como parte das medidas adotadas pelo Plano Cruzado, o câmbio nominal foi fixado. Em outubro do mesmo ano a taxa de câmbio fixa foi abandonada e adotada uma política de desvalorizações cambiais diárias, sem nenhum critério oficial de reajuste. As minidesvalorizações cambiais foram mantidas, mesmo com o lançamento do Plano Bresser em 1987, e só foram interrompidas pelo Plano Verão, em janeiro de 1989, que fixou a taxa de câmbio. Entretanto, em abril do mesmo ano o câmbio foi desvalorizado e retomaram-se as desvalorizações diárias. Em 1989, foi criado o câmbio flutuante, em que as cotações eram determinadas pela interação entre oferta e demanda de divisas, sem uma interferência direta do Banco Central. Inicialmente, eram realizadas pelo câmbio flutuante as operações de turismo internacional.

O período de 1990 a 1994 é caracterizado pelo processo de abertura da economia ao comércio exterior e pela maior liberalização do movimento internacional de capitais e do mercado cambial. No âmbito da política cambial, o Plano Collor, de março de 1990, foi marcado pela liberalização do mercado de câmbio, com o Banco Central reduzindo o nível de intervenção e dando maior liberdade às instituições financeiras nas operações cambiais. A valorização cambial ocorrida ao longo de 1990 levou o Banco Central a retomar uma maior intervenção no mercado cambial. A partir de 1991, a elevada liquidez no mercado internacional de capitais e as altas taxas de juros praticadas no Brasil estimularam a entrada de capitais no País. A política cambial passou, então, a ser caracterizada por medidas que visavam restringir esse afluxo de capitais, devido ao fato de estes gerarem expansão da base monetária, ao mesmo tempo que se ampliava a liberalização do mercado de câmbio. O Plano Real, adotado em julho de 1994, foi inicialmente marcado, no âmbito cambial, por uma política de livre flutuação cambial, associado a uma política monetária restritiva. A valorização cambial resultante levou a intervenções do Banco Central no câmbio, sinalizando um limite mínimo para as cotações e a medidas de restrição à entrada do capital estrangeiro.

No início de 1995, a crise cambial mexicana provocou a saída de capitais de curto prazo do Brasil. Para evitar a desvalorização acentuada da moeda nacional, o Banco Central elevou as taxas de juros e passou a interferir diretamente no mercado cambial, sendo adotado, a partir de junho, um sistema de bandas cambiais, em que o câmbio podia variar dentro de certos limites fixados pela autoridade monetária. Os limites da banda cambial eram reajustados de forma a garantir uma desvalorização gradual da moeda. Esse sistema foi mantido até janeiro de 1999, apesar das crises cambiais na Ásia, em 1997, e na Rússia, em 1998.

Em janeiro de 1999, a fuga de capitais, iniciada em agosto de 1998, com a crise russa, e a rápida perda de reservas cambiais, mesmo com elevadas taxas de juros, tornaram insustentável a manutenção do sistema de bandas cambiais. Houve, então, uma forte desvalorização da moeda nacional e o Banco Central adotou o sistema de livre flutuação cambial.

4.3 Testes econométricos⁵

Testaremos a validade da teoria da Paridade de Poder de Compra para o Brasil por meio de testes de estacionariedade das duas estimativas mencionadas da taxa de câmbio real, e analisaremos a validade da hipótese da produtividade relativa e do efeito transferências por meio de testes de co-integração. Os testes e resultados serão apresentados nas próximas seções.

4.3.1 *Análise empírica da Paridade de Poder de Compra para o Brasil*

Como uma série estacionária tem média e variância constante, se a taxa de câmbio real for estacionária teremos um indicativo da validade da PPC relativa, se não, haverá um indicativo contrário à hipótese teórica.

Realizamos os testes de estacionariedade de Dickey-Fuller⁶ aumentado e Phillips-Perron para as duas estimativas da taxa de câmbio real: rd e rj. Os testes foram realizados para o período completo, 1947 a 2000, e para os subperíodos 1947 a 1982 e 1964 a 2000. A escolha do subperíodo 1964 a 2000 evita o período de câmbio múltiplo e o do subperíodo 1947 a 1982 evita a crise da dívida externa nos anos 80.

Os resultados dos testes ADF e Phillips-Perron não permitiram a rejeição da hipótese nula, ao nível de significância de 5%, de que a taxa de câmbio real tenha raiz unitária, o que significa que a variável não é estacionária. O resultado se confirmou para as duas estimativas da taxa de câmbio real e para os três períodos estudados, conforme Tabela 4.2. A análise dos resíduos da equação de Dickey-Fuller, $\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$, mostram que os mesmos não apresentam autocorrelação, nem heteroscedasticidade, sendo, portanto, ruídos brancos. O teste de estacionariedade de Dickey-Fuller para a primeira diferença das estimativas da taxa de câmbio real, mostrado na Tabela 4.3, indica que as séries tornam-se estacionárias na primeira diferenciação, sendo, portanto, integradas de ordem 1.

A rejeição da hipótese de estacionariedade da taxa de câmbio para as duas estimativas do câmbio real e os três períodos de tempo distintos é um indicativo de que a Paridade de Poder de Compra relativa não é válida para a economia brasileira.

O nosso próximo passo será testar a validade empírica do efeito transferências e da hipótese de Balassa-Samuelson. Uma confirmação empírica dessas hipóteses validaria a rejeição da PPC relativa, pois segundo a teoria da PPC a taxa de câmbio não seria afetada por fatores reais.

5 Todos os testes econométricos foram feitos com o programa *e-views*, versão 3.0.

6 A metodologia dos testes de estacionariedade pode ser vista em Enders (1995).

Tabela 4.2 – Testes de raiz unitária: Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron

Variável	Período	Defasagens	Estatística ADF ¹	Testes para os resíduos		Estatística Phillips-Perron
				Estatística Q ² (probabilidade)	Arch Teste ³ (probabilidade)	
RD	1947-2000	0	-2,526	0,287	0,614	-2,588
	1947-1982	0	-2,030	0,918	0,772	-1,953
	1964-2000	1	-2,545	0,634	0,617	-2,268
RJ	1947-2000	1	-2,620	0,887	0,677	-2,350
	1947-1982	0	-2,485	0,837	0,819	-2,328
	1964-2000	1	-2,130	0,789	0,833	-1,804

¹ A estatística ADF corresponde à estatística t de Student do parâmetro ϕ da equação $\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$.

² Teste de autocorrelação dos resíduos da equação de Dickey-Fuller. O resultado indica a probabilidade, entre 0 e 1, de rejeitar-se a hipótese nula de que os resíduos são autocorrelacionados.

³ Teste de heteroscedasticidade dos resíduos da equação de Dickey-Fuller. O resultado indica a probabilidade, entre 0 e 1, de rejeitar-se a hipótese nula de que os resíduos são heteroscedásticos.

Valores críticos, e respectivos níveis de significância, dos testes ADF e Phillips-Perron: 1% (-3,560); 5% (-2,918); 10% (-2,596).

Tabela 4.3 – Teste de raiz unitária para a primeira diferença da taxa de câmbio real

Variável	Período	Defasagens	Estatística ADF ¹
D(RD)	1947-2000	0	-6,59
	1947-1982	0	-6,02
	1964-2000	0	-5,17
D(RJ)	1947-2000	0	-5,99
	1947-1982	0	-6,15
	1964-2000	0	-4,31

¹ A estatística ADF corresponde à estatística t de Student do parâmetro ϕ da equação $DY_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$.

Valores críticos, e respectivos níveis de significância, do teste ADF são: 1% (-2,63); 5% (-1,95).

4.3.2 Análise empírica para o Brasil da hipótese da produtividade relativa e do efeito transferências

Como já citado, este será o primeiro teste empírico para o Brasil acerca da relação entre câmbio real e variação relativa da produtividade interna, bem como da relação entre transferências de renda internacionais e câmbio.

Analisaremos a validade das duas hipóteses teóricas por meio de testes de co-integração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos.

Há vários testes para verificar a co-integração entre um conjunto de séries de tempo, sendo o mais difundido e aceito o teste de co-integração de Johansen.⁷

⁷ A metodologia do teste de co-integração de Johansen pode ser vista em Enders (1995).

Testaremos, conjuntamente, as hipóteses do efeito transferências e da produtividade relativa. Essa opção se justifica pelo fato de o mecanismo pelo qual as transferências e a produtividade relativa afetam a taxa de câmbio real ser relacionado. As duas hipóteses teóricas consideram que a Paridade de Poder de Compra é válida para os bens comercializáveis e que a variação da taxa de câmbio real se dá pela mudança relativa de preços dos bens não comercializáveis em relação aos praticados no exterior. Essa mudança de preços relativos ocorre devido à variação relativa da produtividade, segundo uma teoria, ou pelo efeito das transferências de renda ao exterior sobre a oferta de trabalho e a demanda interna, segundo a outra teoria. Assim, o movimento da taxa de câmbio real depende dos dois fatores. Portanto, devemos considerá-los em conjunto em nossas análises.

Para confirmarmos a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências será necessária a confirmação da co-integração entre o câmbio real e as variáveis indicativas da produtividade relativa e das transferências de renda ao exterior. Além disso, a equação de co-integração deve indicar a relação negativa entre produtividade relativa e câmbio e positiva entre transferências ao exterior e câmbio.

Antes de testar a co-integração entre a taxa de câmbio real brasileira e seus determinantes teóricos foram feitos os testes de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron para as variáveis y , índice do PIB *per capita* brasileiro em relação ao americano, e y_f , renda líquida enviada ao exterior como porcentual das exportações. Os testes indicaram a não estacionariedade das séries, como também que as séries tornam-se estacionárias na primeira diferenciação. Como já foi visto, as duas estimativas da taxa de câmbio real também tornam-se estacionárias na primeira diferenciação. Sendo as séries da taxa de câmbio real e de seus determinantes teóricos integradas de ordem 1, passamos aos testes de co-integração.

O período analisado é marcado por mudanças da política cambial e por vários choques sobre a economia. Esses choques geram instabilidade dos parâmetros das estimações econométricas e afetam as propriedades dos resíduos. Para evitar esses problemas consideramos nos testes de co-integração as *dummies* apresentadas na seção 4.2. O objetivo das mesmas é captar os choques exógenos sobre o câmbio e garantir que os resíduos tenham variância constante e sejam normalmente distribuídos. O uso das *dummies* para captar os choques apresenta limitações, pois só permite a mudança dos interceptos.

A escolha das *dummies* para as duas estimativas da taxa de câmbio e para os três períodos analisados foi feita estimando-se o VAR restrito:

$$\Delta X_t = \Phi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

onde X_t é um vetor coluna que contém todas as n variáveis do modelo, D_t é um vetor de termos determinísticos (constante, tendência e *dummies*), o termo subscrito i corresponde ao número de defasagens do modelo e ε_t é vetor dos resíduos, que devem ser homoscedásticos, não autocorrelacionados e normalmente distribuídos. Todas as variáveis em X_t devem ser integradas de ordem 1.

Na estimação considerou-se como variáveis endógenas, componentes da matriz X_t , o logaritmo da taxa de câmbio real e de seus determinantes teóricos, y e y_f , e como componentes do vetor de variáveis determinísticas, D_t , as *dummies* referentes às diferentes políticas cambiais no período

analisado. Inicialmente, foram excluídas as *dummies* que, segundo a estatística t de Student, não eram estatisticamente significativas, e depois analisaram-se as propriedades dos resíduos do VAR restrito. As *dummies* selecionadas deveriam garantir que os resíduos fossem normalmente distribuídos e não apresentassem heteroscedasticidade.

Depois de se definir as *dummies* utilizadas para cada período e cada estimativa da taxa de câmbio real, foi feito o teste de co-integração de Johansen para cada caso. Testou-se a co-integração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos y e y_f , considerando-se essas variáveis em logaritmo e como variáveis exógenas as *dummies* definidas para cada período. Os testes, apresentados na Tabela 4.4 indicaram, ao nível de significância de 1%, a existência de um único vetor de co-integração para os seis casos analisados.

Depois de testada a co-integração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos, estimamos o VAR restrito para as variáveis analisadas, de forma a especificar a relação de longo prazo existente entre as variáveis e as propriedades dos resíduos da estimação. Os resultados são mostrados na Tabela 4.5.

Os parâmetros da equação de co-integração indicam a relação de longo prazo existente entre as variáveis, sendo que os parâmetros das variáveis y e y_f indicam a elasticidade da taxa de câmbio real em relação à variável. O parâmetro de ajustamento negativo indica o percentual dos desvios da relação de longo prazo que são corrigidos a cada ano. Assim, o parâmetro de ajustamento de valor $-0,49$ significa que 49% dos desvios da relação de longo prazo em determinado ano são corrigidos no ano seguinte.

A relação de longo prazo estimada confirmou a relação positiva entre câmbio real e transferências de renda ao exterior, ou seja, quanto maior o volume de transferências de renda ao exterior como percentual das exportações, mais desvalorizado o câmbio. E indicaram também a relação negativa entre câmbio real e a variação relativa ao exterior do PIB *per capita* brasileiro, de modo que o crescimento relativo do PIB *per capita* brasileiro está relacionado à valorização real do câmbio.

Assim, foram confirmadas a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências, o que, juntamente com a rejeição da estacionariedade da taxa de câmbio real, indica que a Paridade de Poder de Compra não é válida para a economia brasileira, pois a taxa de câmbio real está sujeita a choques, com efeitos permanentes, determinados pelas transferências de renda ao exterior e pela variação relativa da produtividade interna e externa.

Tabela 4.4 – Teste de co-integração de Johansen

Variáveis	Período	Número de vetores de Co-integração	Autovalor	Estatística Traço	Dummies	Modelo
Log(RD) Log(Y) Log(YF)	1947-2000	0	0,625	70,670	D4762 D5363	2
		≤1	0,252	19,600	D6467 D9598	
	1947-1982	0	0,684	52,980	D4752 D5363	2
		≤1	0,284	13,790	D6467	
	1964-2000	0	0,456	44,080	D6467 D9598	2
		≤1	0,280	21,540		
Log(RJ) Log(Y) Log(YF)	1947-2000	0	0,589	64,340	D4752 D5363 D6467	1
		≤1	0,266	18,010	D9094 D9598 D9900	
	1947-1982	0	0,704	52,960	D4742 D5363	2
		≤1	0,267	11,530	D6467	
	1964-2000	0	0,443	38,530	D9094 D9598	1
		≤1	0,305	16,880	D9900	

Valores críticos e níveis de significância do teste de Johansen: Modelo 1, $\Pi X_{t-1} + \Phi D_t = \alpha (\beta' X_{t-1} + \delta_0) + \alpha_1 \mu$: Nenhum vetor de co-integração 1% (35,65); 5% (29,68).

No máximo 1 vetor de co-integração 1% (20,04); 5% (15,41).

Modelo 2, $\Pi X_{t-1} + \Phi D_t = \alpha (\beta' X_{t-1} + \delta_0)$: Nenhum vetor de co-integração 1% (41,07); 5% (34,91).

No máximo 1 vetor de co-integração 1% (24,60); 5% (19,96)

Ao nível de significância de 1%, o teste indica a existência de um único vetor de co-integração para os 9 casos analisados.

Tabela 4.5 – Vetores de co-integração

Período	Parâmetros da equação de co-integração			Parâmetro de ajustamento	Testes para os resíduos da equação de Johansen		
	Log(RD)	Log(YF)	Log(Y)		Estatística Q	Arch Teste	Normalidade
1947-2000	1	0,28	-0,59	-0,64	0,19	0,34	0,53
	1	0,11*	-0,5	-0,61	0,56	0,09	0,57
	1	0,44	-0,79	-0,40	0,48	0,88	0,63
1947-2000	1	0,38	-0,54	-0,80	0,75	0,23	0,53
	1	0,13	-0,07*	-0,93	0,74	0,29	0,57
	1	0,27	-0,69	-0,53	0,77	0,61	0,63

O teste da estatística Q indica a probabilidade de os resíduos da equação de Johansen não serem autocorrelacionados. O Arch teste indica a probabilidade de os resíduos não apresentarem variância homogênea. O teste de normalidade indica a probabilidade de os resíduos não serem normalmente distribuídos.

* Indica que o parâmetro não é estaticamente significativo.

5 CONCLUSÃO

Analisamos a validade da Paridade de Poder de Compra relativa por meio dos testes de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron para duas estimativas da taxa de câmbio real brasileira. Os testes foram feitos para o período 1947 a 2000 e para os subperíodos 1947 a 1982 e 1964 a 2000.

Os testes de estacionariedade mostraram que as duas estimativas da taxa de câmbio real, para os três períodos analisados, não são estacionárias, um indicativo de que a Paridade de Poder de Compra relativa não é válida para o Brasil.

Para analisar a validade da hipótese de Balassa-Samuelson e do efeito transferências realizamos testes de co-integração entre a taxa de câmbio real brasileira, a variação relativa da PIB *per capita* brasileiro e americano e a renda líquida enviada ao exterior como porcentual das exportações. Os testes foram realizados para as duas estimativas da taxa de câmbio real e para os três períodos analisados.

Os testes de co-integração indicaram a existência de um único vetor de co-integração entre as variáveis. Os resultados mostraram a relação positiva entre câmbio real e transferências de renda ao exterior, ou seja, que maiores transferências estão relacionadas à desvalorização cambial, confirmando, assim, o efeito transferências, bem como a relação negativa entre a variação relativa ao exterior da produtividade e o câmbio real, confirmando, dessa forma, a hipótese de Balassa-Samuelson.

A não estacionariedade da taxa de câmbio real combinada com a confirmação do efeito transferências e da hipótese de Balassa-Samuelson levaram à rejeição da teoria da Paridade de Poder de Compra para a economia brasileira, já que, segundo essa teoria, a taxa de câmbio seria constante no longo prazo e não seria afetada por variáveis reais.

A partir da análise teórica e empírica realizada ao longo do trabalho, pode-se fazer algumas inferências, que serão apresentadas a seguir.

A rejeição da Paridade de Poder de Compra e a confirmação das duas hipóteses alternativas implicam que não há uma taxa de câmbio real de equilíbrio constante. Os choques sobre a taxa de câmbio real podem ter efeitos permanentes.

Outra consequência dos resultados é que a determinação da taxa de câmbio nominal não é um fenômeno puramente monetário, já que a taxa de câmbio vai ser afetada pelos choques que determinam o câmbio real e, portanto, não dependerá apenas das variações de preços internos e externos.

Uma importante implicação da taxa de câmbio real estar sujeita a vários choques, com efeitos permanentes, é que o regime de taxa de câmbio flexível é preferível ao regime de câmbio fixo ou controlado, pois permite ajustes mais rápidos e eficientes. Com câmbio fixo ou controlado, se as variáveis determinantes do câmbio real forcingem a desvalorização real do câmbio será necessária uma deflação de preços, com impactos negativos sobre o nível de atividade, devido à rigidez de preços. Por outro lado, se as variáveis determinantes do câmbio real forcingem a valorização real o ajuste dar-se-á pelo aumento da inflação interna.

A hipótese da superioridade do regime de câmbio flexível é defendida por Lane e Milesi-Ferreti (2000), que argumentam que o câmbio flexível permite ajustes mais rápidos da taxa de câmbio real, e mencionam Goldfajn e Valdés (1999), que por meio de estudos empíricos mostram que os ajustes reais do câmbio dão-se principalmente por mudanças da taxa de câmbio nominal.

ANEXO – SÉRIES DE DADOS

Tabela A.1 – Dados para estimação da taxa de câmbio real brasileira

Período	Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$)	Deflator do PIB brasileiro 1995=100	IPC-RJ 1995=100	Deflator do PIB americano 1995=100	CPI-USA 1995=100	RD 1995=100	RJ 1995=100
1947	6,80727E-15	1,43554E-13	1,027E-13	17	15	86	106
1948	6,80727E-15	1,52048E-13	1,062E-13	18	16	86	110
1949	6,80727E-15	1,64667E-13	1,107E-13	18	16	79	105
1950	6,80727E-15	1,79817E-13	1,211E-13	18	16	73	97
1951	6,80727E-15	2,12364E-13	1,357E-13	19	17	67	93
1952	6,80727E-15	2,32114E-13	1,592E-13	19	17	62	81
1953	1,43808E-14	2,64145E-13	1,819E-13	20	18	116	151
1954	2,17395E-14	3,35729E-13	2,229E-13	20	18	140	188
1955	2,59736E-14	3,75345E-13	2,743E-13	20	18	152	181
1956	2,56007E-14	4,60172E-13	3,32E-13	21	18	126	150
1957	2,69922E-14	5,18614E-13	3,852E-13	22	18	122	141
1958	4,63129E-14	5,82923E-13	4,422E-13	22	19	191	216
1959	5,50362E-14	7,91938E-13	6,154E-13	22	19	169	186
1960	6,78067E-14	9,93214E-13	7,966E-13	23	19	168	180
1961	9,81088E-14	1,33786E-12	1,062E-12	23	20	183	198
1962	1,41091E-13	2,00813E-12	1,587E-12	23	20	177	192
1963	2,09091E-13	3,58285E-12	2,742E-12	23	20	149	167
1964	4,55636E-13	6,80383E-12	5,257E-12	24	20	174	192
1965	6,90545E-13	1,07637E-11	8,709E-12	24	21	169	179
1966	8,07273E-13	1,48431E-11	1,231E-11	25	21	148	152
1967	9,68364E-13	1,87691E-11	1,605E-11	26	22	144	144
1968	1,23636E-12	2,37805E-11	1,959E-11	27	23	152	157
1969	1,48145E-12	2,85632E-11	2,402E-11	28	24	159	162
1970	1,67036E-12	3,32476E-11	2,94E-11	30	25	162	158
1971	1,92276E-12	3,96925E-11	3,532E-11	31	27	164	158
1972	2,15782E-12	4,75782E-11	4,117E-11	32	27	160	157
1973	2,22764E-12	6,1652E-11	4,639E-11	34	29	135	152
1974	2,46909E-12	8,29872E-11	5,92E-11	37	32	121	147
1975	2,95527E-12	1,11144E-10	7,634E-11	41	35	118	149
1976	3,88109E-12	1,5694E-10	1,083E-10	43	37	116	146

(continua)

Período	Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$)	Deflator do PIB brasileiro 1995=100	IPC-RJ 1995=100	Deflator do PIB americano 1995=100	CPI-USA 1995=100	RD 1995=100	RJ 1995=100
1977	5,14327E-12	2,28187E-10	1,557E-10	46	40	113	143
1978	6,57382E-12	3,15418E-10	2,159E-10	49	43	112	142
1979	9,752E-12	4,86898E-10	3,297E-10	53	48	116	154
1980	1,9204E-11	9,27227E-10	6,027E-10	58	54	131	188
1981	3,39451E-11	1,85936E-09	1,239E-09	64	60	126	178
1982	6,55876E-11	3,73795E-09	2,453E-09	68	63	129	184
1983	2,10981E-10	8,65276E-09	5,936E-09	70	65	187	253
1984	6,70039E-10	2,61089E-08	1,761E-08	73	68	204	283
1985	2,26265E-09	9,10007E-08	5,759E-08	75	71	204	302
1986	4,96545E-09	2,26755E-07	1,404E-07	77	72	183	277
1987	1,4372E-08	6,94344E-07	4,656E-07	79	75	178	251
1988	9,65716E-08	5,05448E-06	3,642E-06	82	78	170	224
1989	1,02909E-06	7,09864E-05	5,052E-05	85	81	134	181
1990	2,47491E-05	0,001910026	0,0015498	88	86	125	149
1991	0,000148819	0,00995544	0,008263	91	89	149	175
1992	0,00165504	0,108353397	0,0909856	94	92	156	182
1993	0,0328	2,3697	2,0062	96	95	145	169
1994	0,65	57	55	98	97	120	125
1995	0,92	100	100	100	100	100	100
1996	1,01	117	119	102	103	95	94
1997	1,08	127	129	104	105	96	96
1998	1,16	133	136	105	107	100	100
1999	1,82	139	143	107	109	152	151
2000	1,83	151	155	109	113	144	146

Fontes: *Boletim do Banco Central do Brasil, Anuário Estatístico do IBGE, Revista Conjuntura Econômica e International Financial Statistics (FMI)*

Tabela A.2 – Dados para estimação dos determinantes da taxa de câmbio real brasileira

Período	Renda líquida enviada ao	Exportações	YF	PIB <i>per capita</i> brasileiro	PIB <i>per capita</i> americano	Y
	exterior			(preços constantes)	(preços constantes)	
	(US\$ milhões)	(US\$ milhões)	(%)	1995=100	1995=100	1995=100
1947	60	1157	5,2	23	36	62
1948	70	1183	5,9	24	37	64
1949	65	1100	5,9	25	36	68
1950	76	1359	5,6	26	39	67
1951	92	1771	5,2	26	41	64
1952	38	1416	2,7	27	42	66
1953	141	1540	9,2	28	43	65
1954	102	1558	6,5	29	42	69
1955	88	1419	6,2	31	44	70
1956	102	1483	6,9	31	44	70
1957	106	1392	7,6	32	44	73
1958	93	1244	7,5	35	43	80
1959	126	1282	9,8	37	46	81
1960	151	1270	11,9	39	46	85
1961	130	1405	9,3	42	46	90
1962	97	1215	8,0	43	48	89
1963	44	1406	3,1	42	50	85
1964	76	1430	5,3	42	52	82
1965	99	1596	6,2	42	54	77
1966	118	1741	6,8	44	57	76
1967	180	1654	10,9	44	58	76
1968	206	1881	11,0	47	60	78
1969	232	2311	10,0	50	61	82
1970	332	2739	12,1	54	61	88
1971	406	2904	14,0	58	62	94
1972	515	3991	12,9	64	65	98
1973	685	6199	11,1	71	68	104
1974	894	7968	11,2	75	67	112
1975	1731	8670	20,0	77	66	116
1976	2189	10128	21,6	82	69	120

(continua)

Período	Renda líquida enviada ao exterior	Exportações	YF	PIB <i>per capita</i> brasileiro	PIB <i>per capita</i> americano	Y
				(preços constantes)	(preços constantes)	
	(US\$ milhões)	(US\$ milhões)	(%)	1995=100	1995=100	1995=100
1977	2558	12120	21,1	84	71	118
1978	4161	12659	32,9	86	75	116
1979	5531	15244	36,3	90	76	118
1980	6889	20132	34,2	96	75	128
1981	10087	23293	43,3	90	76	119
1982	13509	20175	67,0	89	74	121
1983	10897	21899	49,8	85	76	111
1984	11310	27005	41,9	87	81	107
1985	11115	25639	43,4	92	84	110
1986	11046	22349	49,4	97	86	113
1987	10254	26224	39,1	99	88	112
1988	11993	33789	35,5	97	91	107
1989	12301	34383	35,8	98	93	106
1990	10780	31414	34,3	93	94	99
1991	8096	31620	25,6	92	92	100
1992	5795	35793	16,2	90	94	96
1993	8608	38563	22,3	93	95	98
1994	6489	43545	14,9	97	98	99
1995	7509	46506	16,1	100	100	100
1996	9631	47747	20,2	101	103	99
1997	14314	52994	27,0	103	106	97
1998	17794	51140	34,8	102	110	93
1999	17646	48011	36,8	101	113	90
2000	17156	55086	31,1	105	117	90

Fontes: *Boletim do Banco Central do Brasil*, *Anuário Estatístico do IBGE* e *International Financial Statistics* (FMI).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abreu, Marcelo de Paiva. (org.). *A ordem do progresso 100 anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1990.
- Andima. *Séries históricas – câmbio*. 1994.
- Balassa, Bela. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, v. 72, n. 5, p. 584-596, dezembro 1964.
- Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central do Brasil*.
- Bhagwati, Jagdish N. Why are services cheaper in the poor countries? *The Economic Journal* 94, p. 279-286, junho 1984.
- Buiter, W.H. *Budgetary policy*. International and intertemporal trade in the global economy. Amsterdam: North Holland, 1989.
- Cassel, Gustav. [1921]. *The world money problems*. New York: E.P. Dutton and Co., 1976.
- _____. [1914] *Money and foreign exchange after 1914*. New York: Macmillan, 1972.
- Cati, R. C.; Zini Jr., A. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 349-374, agosto 1993.
- Chinn, M. The usual suspects? Productivity and demand shocks and Asia-Pacific real exchange rates. *Working Paper* 6108. Cambridge, MA.: NBER, 1997.
- De Broek, M.; Slok, T. Interpreting real exchange movements in transition countries. *IMF Working Paper* 01/56, 2001.
- Drummond de Melo, F. *A taxa de câmbio virtual: uma alternativa para a taxa de câmbio de equilíbrio*. Rio de Janeiro: 22º Prêmio BNDES de Economia, 1998.
- Enders, Walter. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Faria, J.; León-Ledesma, M. Testing the Balassa-Samuelson effect: implications for growth and PPP. *Discussion Papers* 08. Londres: University of Kent at Canterbury, 2000.
- Fiorêncio, Antônio; Moreira, Ajax. Long run determinants of the real exchange rate: Brazil – 1947/95. *Texto para Discussão* 537. Rio de Janeiro: IPEA.
- Frankel, J.; Rose, A. K. Empirical research on nominal exchange rates. In: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995.
- Froot, Kenneth A.; Rogoff, Kenneth. Perspectives on PPP and the long-run real exchange rate. In: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995.
- Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*.
- Garófalo Filho, Emílio. *Câmbios no Brasil*. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2000.
- _____. *Câmbio, ouro e dívida externa*. De Figueiredo a FHC. São Paulo: Ed. Saraiva, 2002.
- Goldfajn, I.; Valdés, R. The aftermath of appreciations. *Quarterly Journal of Economics*, 114, p. 225-262, fevereiro 1999.
- Hallwood, Paul; MacDonald, Roland. [1986]. *International money and finance*. 3a. ed. Oxford (Reino Unido) e Cambridge (EUA): Blackwell, 2000.
- Heston, A.; Nuxoll, D.; Summers, R. The differential-productivity hypothesis and the purchasing power parities: some new evidence. *Review of International Economics*, v. 2, n. 3, p. 227-243, outubro 1994.
- Hsier, D. The determination of the real exchange rate: the productivity approach. *Journal of International Economy*, v. 12, n. 3, p. 356-362, maio 1982.

- Holland, Márcio; Valls Pereira, Pedro L. Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 3, p. 259-285, julho 1999.
- International Monetary Fund. *International Financial Statistics*.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Anuário Estatístico do IBGE*.
- Isard, P. How far can we push the law of one price? *American Economic Review*, v. 67, n. 5, p. 942-948, dezembro 1977.
- Isard, P.; Symansky, S.; Takatoshi, I. Economic growth and the real exchange rate. *Working Paper 5979*. Cambridge, MA.: NBER, 1997.
- Kravis, I. B.; Lipsey, R. E. National price levels and the prices of tradables and nontradables. *Working Paper 2536*. Cambridge, MA.: NBER, 1988.
- Krugman, P. Balance sheets, the transfer problem, and financial crises. *International Tax and Public Finance*, v. 6, n. 4, novembro 1999.
- Lane, P. R.; Milesi-Ferreti, G. M. The transfer problem revisited: net foreign assets and real exchange rates. *IMF Working Paper 00/123*, 2000.
- MacKinnon, J. G. Critical values for cointegration tests. Chapter 13. In: Engle, R. F.; Granger, C.W.J. (eds.), *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford University Press, 1991.
- Obstfeld, Maurice; Rogoff, Kenneth. The intertemporal approach to the current account. In: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995, p. 1731-1799.
- _____. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press, 1996.
- Osterwald-Lenum, Michael. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 461-472, 1992.
- Paula Pinto, M. B. A taxa de câmbio virtual. *Revista Brasileira de Economia*, v. 43, n. 1, p. 19-30, janeiro 1989.
- Rogoff, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature* 34, p. 647-668, junho 1996.
- Rossi, J. W. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 2, p. 397-412, agosto 1991.
- _____. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n. 2, p. 155-182, agosto 1996.
- Samuelson, P. A. Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economic and Statistics* 46, p. 145-154, maio 1964.
- Taylor, A. M. A century of purchasing-power parity. *Working Paper 8012*. Cambridge, MA.: NBER, 2000.
- Zini Jr., A. *Taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. São Paulo: USP, 1993.

PARIDADES DAS TAXAS DE CÂMBIO (FX) NOS MERCADOS EMERGENTES

Joe Akira Yoshino[§]
Silvio Ricardo Micheloto[‡]

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo testar a paridade da taxa de câmbio nos mercados emergentes utilizando dados em painéis co-integrados. Foi testada a versão relativa da Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP) para um conjunto de países emergentes, com dados agrupados em painéis. Foram realizados testes de raízes unitárias e co-integração para um conjunto de 22 países que compõem o índice EMBI Global (*Emerging Market Bond Index*). Os países considerados foram: Argentina, Brasil, México, Venezuela, Equador, Peru, Colômbia, Chile, Coréia do Sul, Filipinas, Malásia, China, Tailândia, Rússia, Polônia, Bulgária, Grécia, Turquia, Hungria, Croácia, Marrocos e África do Sul. Na análise para a verificação da versão "forte" da PPP, emprega-se, sobretudo, o estimador *between-dimension Fully Modified OLS (Ordinary Least Square)*, conforme proposto por Pedroni (2001). Este estimador permite maior flexibilidade em relação à homogeneidade do vetor de co-integração na hipótese alternativa do teste. Os testes rejeitaram, na grande maioria dos testes individuais e nos países considerados em painel, a hipótese da paridade de câmbio com inflação (PPP).

Palavras-chave: não-arbitragem, painéis de co-integração, Paridade do Poder de Compra.

ABSTRACT

This paper aims to test the purchasing power parity (PPP) in emerging markets by using the recent cointegrated panel technique. The relative version of the purchasing power theory is tested for a group of countries, which composes the EMBI Global Index. Our sample is composed of 22 developing countries: Argentina, Brazil, Mexico, Venezuela, Ecuador, Peru, Colombia, Chile, South Korea, Philippines, Malaysia, China, Thailand, Russia, Poland, Bulgaria, Greece, Turkey Hungary, Croatia, Morocco and South Africa. For testing the strong version of the PPP, we have considered the between-dimension FMOLS (Fully Modified OLS) according to Pedroni (2001). This estimator permits more flexibility relatively to the homogeneity of the cointegration vector in the alternative hypothesis of the test. Our results have rejected the PPP.

Key words: non-arbitrage, cointegrated panels, Purchasing Power Parity.

JEL classification: C22, C23, F31.

§ Professor de Economia e Finanças, USP (Universidade de São Paulo), FEA (Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade), Departamento de Economia e Mestrado Profissionalizante FEA-IME Modelagem Matemática em Finanças. Web-Page: www.econ.fea.usp.br/joe.

‡ Mestrado Profissionalizante FEA-IME USP Modelagem Matemática em Finanças.

Recebido em agosto de 2003. Aceito em fevereiro de 2004.

1 INTRODUÇÃO

A Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP – *Purchasing Power Parity Theory*) sugere que o valor da moeda de um determinado país é dado pela quantidade de mercadorias ou bens que se pode comprar e que, em equilíbrio e na ausência de arbitragem internacional, uma determinada cesta de mercadorias deveria ter custo equivalente nos mercados domésticos e internacionais quando convertida à mesma moeda.¹

A Paridade do Poder de Compra deriva da Lei-do-Preço-Único, que sustenta que o preço de qualquer bem individual deveria ser o mesmo entre os países quando convertido para uma mesma moeda. A existência de uma eventual oportunidade de arbitragem faria com que se comprasse a mercadoria no país com menor preço e vendesse no país com maior preço. Isto, no entanto, por meio da Lei da Oferta e Demanda, afetaria os preços em ambos os países, a ponto de baixá-los onde estavam altos e aumentá-los onde estavam baixos. Assim, eventuais oportunidades de arbitragem seriam dissipadas.

O debate sobre a PPP em termos da sua validade no longo prazo ressurgiu no caso dos países em desenvolvimento.²

O interesse sobre a PPP se deve a três fatores: (1) à eventual necessidade de reformular a PPP; (2) à disponibilidade de dados; e (3) ao desenvolvimento da econometria em painel, em particular, segundo Breuer (1994), Froot e Rogoff (1995) e Rogoff (1996).

Posto que os estudos empíricos sobre a validade da PPP têm encontrado resultados diversos, especialmente nos anos 90, decidiu-se testar a validade da versão relativa da PPP para um conjunto de países emergentes latino-americanos, europeus, asiáticos e africanos, num total de 22 países, utilizando a técnica desenvolvida por Pedroni (2001) para a análise de dados agrupados em painéis co-integrados.³ Assim sendo, o presente trabalho busca utilizar técnicas econométricas envolvendo painéis co-integrados no teste da PPP.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 mostra os aspectos econômicos da Paridade do Poder de Compra (PPP) e faz um *survey* sobre os testes da PPP. A seção 3 mostra sucintamente o recente desenvolvimento da econometria em painel para o teste da PPP, em particular os testes de raízes unitárias, co-integração e os estimadores pertinentes. Esta seção contém ainda a descrição e a fonte dos dados utilizados. A seção 4 apresenta as estimações. Finalmente, a seção 5 contém as conclusões.

2 A PARIDADE ENTRE TAXA DE CÂMBIO E INFLAÇÃO

2.1 Aspectos teóricos

Uma relação de equilíbrio nos mercados financeiros internacionais postula a conexão entre a taxa de câmbio e as diferenças nos níveis de preços nos mercados doméstico e externo. Tal relação é

1 É importante salientar, no entanto, que devem ser consideradas as condições de ausência de vantagens na produção e ausência de custos de transação, entre outros fatores, para que tal relação se sustente.

2 Neste sentido, vide Canzoneri, Cumby e Diba (1996); Obstfeld e Taylor (1996); Pedroni (1995) e Taylor (1996).

3 De maneira geral, a principal preocupação dos estudos sobre a PPP tem sido encontrar alguma relação entre taxa de câmbio e preços relativos entre dois países por meio de diferentes testes de raiz unitária e de co-integração. A maior parte desses estudos utiliza dados posteriores ao acordo de Bretton Woods e não tem séries temporais razoavelmente longas para superar possíveis distorções inerentes a amostras pequenas quando submetidas aos testes de raízes unitárias e de co-integração comumente utilizados. Para os testes que utilizam dados que se estendem por um maior período, potencializa-se o problema de quebras estruturais nas séries, uma vez que podem englobar regimes distintos da taxa de câmbio (regime de câmbio fixo e de câmbio flutuante).

conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPP). Esta paridade segue o princípio de não-arbitragem, pelo fato de que uma mesma mercadoria deve ter o mesmo preço em dois países quando convertido em uma mesma moeda, sem o que lucros sem risco poderiam ser gerados com a movimentação de mercadorias entre fronteiras. É importante ressaltar que a idéia de uma relação entre níveis de preço e taxas de câmbio, apesar de sensata, só será possível se desconsiderarmos custos de transporte, barreiras governamentais ao livre comércio (como tarifas e quotas de importação) e outros fatores. Em sua versão mais simples, comumente referida como Lei-do-Preço-Único, estabelece a relação:

$$P = eP^* \quad (1)$$

onde P representa o preço doméstico de uma mercadoria, P^* é o preço da mesma mercadoria no mercado externo e e é a taxa de câmbio entre as moedas dos dois países considerados.

O uso da PPP como ferramenta empírica na determinação das taxas de câmbio teve origem no colapso do sistema financeiro mundial após a Primeira Guerra Mundial, com o abandono do padrão-ouro. Na época, o economista sueco Gustav Cassel (1922) havia sugerido a adoção da PPP.⁴

A Lei-do-Preço-Único (válida para cada mercadoria) pode ser também definida como a Paridade Absoluta do Poder de Compra quando aplicada a todos os preços de uma economia:

$$\sum P_i = e \sum P_i^* \quad (2)$$

em que se substitui o preço de um bem individual pela soma dos preços de todos os bens de uma economia ou por um índice de preços. A utilização de índices de preços na comparação entre diferentes países suscita uma série de problemas, dentre os quais podemos destacar a não-homogeneidade das cestas de produtos utilizadas para sua composição, em relação tanto aos bens incluídos quanto aos pesos adotados e ao fato de os índices serem relativos a um ano-base, que pode diferir de país para país. Tais problemas podem ser agravados ao lidarmos com séries temporais, posto que há, por exemplo, a preocupação com a introdução de novos bens e a mudança dos pesos atribuídos aos produtos consumidos ao longo do tempo. Apesar disso, podemos estabelecer uma relação entre preços internacionais e taxas de câmbio, mesmo que a Lei-do-Preço-Único não seja válida, em que preços domésticos e internacionais não sejam exatamente equalizados, mas que P e P^* sejam proporcionais.

$$P = \alpha eP^* \quad (3)$$

Esta relação é conhecida como a Paridade do Poder de Compra Relativa. Expressando em termos das variações da taxa de câmbio e dos níveis de preço tem-se que

$$\Delta P = \Delta e + \Delta P^* \quad (4)$$

onde $\Delta P = ((P_{t+1} - P_t) / (P_t))$ é a variação de preços domésticos (inflação doméstica), Δe é a variação da taxa de câmbio conforme definida anteriormente; e $\Delta P^* = ((P^*_{t+1} - P^*_t) / (P^*_t))$ é a variação de preços no exterior (inflação externa).

⁴ A formulação da PPC tem origens mais remotas, tendo sido proposta inicialmente no século XVI. A PPC já era também discutida por John Stuart Mill, Ludwig Von Mises, entre outros.

2.2 Os estudos sobre a PPP

Especialmente nos anos 90, os estudos sobre a validade da PPP têm apresentado resultados diversos. Em especial, a validade da PPP no longo prazo tem sido motivo de discussão, uma vez que no curto prazo reportam-se significativos desvios da PPP. Existem estudos que sugerem que a taxa de câmbio real é um processo *random walk*. Por outro lado, existem análises que reportam evidências de reversão à média da PPP utilizando testes de raízes unitárias multivariados.

Rogoff (1996) e Taylor (1995) fazem um *survey* sobre os testes da PPP. Rogoff (1996) afirma que há um grau razoável de consenso entre alguns fatos, quais sejam:

- i) existe evidência da convergência das taxas reais de câmbio (taxas nominais ajustadas pelas diferenças entre níveis de preços nacionais) para a PPP no longo prazo;
- ii) a velocidade de convergência da PPP é extremamente lenta – desvios parecem ser atenuados à taxa de 15% ao ano. Por exemplo, Frankel e Rose (1995), utilizando dados anuais para a taxa de câmbio entre 1869 e 1984, estimaram um decaimento dos desvios da taxa real de câmbio da PPP da ordem de 14% ao ano, implicando uma vida média de 4,6 anos para tais desvios;
- iii) os desvios da PPP no curto prazo são substanciais e voláteis.

Segundo Rogoff (1996), a maior parte das explicações para a alta volatilidade da taxa de câmbio no curto prazo aponta para fatores como a mudança das preferências na alocação dos portfólios, choques monetários e bolhas especulativas nos preços dos ativos no curto prazo.

Assumindo como verdadeiros os fatos apresentados acima, o problema na determinação da taxa de câmbio à luz da PPP passa a ser então a conciliação da enorme volatilidade no curto prazo com a lenta taxa de atenuação dos choques.

Com relação ao teste da PPP, apenas para a economia brasileira temos os trabalhos de Garcia e Olivares (2000), Marçal, Pereira e Santos Filho (2003), Duarte e Pereira (1991), Alves, Cati e Fava (2001), Rossi (1996), Marçal (1998), Holland e Pereira (2004).⁵

3 ECONOMETRIA EM PAINEL

3.1 Teste de raiz unitária em painel

Foram utilizadas séries de índices de preços e taxas de câmbio para cada um dos países considerados. Foram feitos os testes de raízes unitárias para cada uma das séries e de co-integração. Para a verificação da presença de raiz unitária em painel foram feitos os testes de Levin-Lin (1992) e Im, Pesaran e Shin (1997). Ambos os testes incluem uma constante e uma tendência em suas especificações. Para os testes de co-integração em painel utilizou-se o procedimento de Pedroni (1999).

Além disso, para testarmos a Paridade do Poder de Compra e paridade de juros descoberta, para cada um dos países foram realizadas as regressões OLS (*Ordinary Least Squares*), FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) e DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) e obtidas as estatísticas pertinentes.

⁵ Marçal, Pereira e Santos Filho (2003) consideram o período pré-Real de 1980:1 a 1994:2. Eles corroboram a UIP quando a PPP é satisfeita. Duarte e Pereira (1991) fazem testes de co-integração com dados brasileiros, segundo Johansen (1988), para o período 1981:1 a 1988:12, de modo a testar a UIP e a PPP para os bens internacionais. Eles corroboram a UIP. Marçal (1998) testa ao mesmo tempo a UIP e a PPP. Ele mostra uma evidência fraca.

Na próxima subseção apresentaremos um *survey* sucinto dos aspectos econométricos em painel que foram mencionados acima.

3.2 Co-integração em painel

Os estudos sobre a paridade da taxa de câmbio procuram encontrar uma relação entre a taxa de câmbio e os preços relativos entre dois países com base nos testes de raízes unitárias e de co-integração. Uma grande parte desses estudos utiliza dados posteriores ao acordo de Bretton Woods, e não existem séries temporais razoavelmente longas para superar possíveis distorções inerentes a amostras pequenas quando submetidas a tais testes de raízes unitárias e de co-integração. Para os testes que utilizam dados que cobrem um período mais longo, potencializa-se o problema de quebras estruturais nas séries, uma vez que podem englobar regimes distintos da taxa de câmbio, motivo pelo qual a análise utilizando painéis co-integrados nos pareceu, a princípio, adequada.

De acordo com Pedroni (2003), para atenuar os problemas acima mencionados e obter resultados econometricamente robustos começou-se a utilizar a técnica de co-integração em painéis. A maior vantagem seria a de combinar seletivamente as informações de longo prazo contidas no painel, enquanto permite considerar a dinâmica de curto prazo heterogênea entre os diferentes membros. Um aspecto singular dos dados em painéis é sua característica de *within-dimension* ou *between-dimension*. Esta última pode atenuar as distorções decorrentes da pequena amostra.

Conforme Basher e Mohsin (2002), tem havido um influxo de estudos empíricos sobre a PPP na última década, com resultados mistos. O objetivo de tais trabalhos, de maneira geral, é encontrar uma possível tendência estocástica comum entre as taxas de câmbio e os preços relativos. Conforme já mencionado, a maioria das análises utiliza dados a partir de Bretton Woods. Assim sendo, tais estudos obviamente não utilizam séries temporais suficientemente longas para superar o problema de distorção devido à pequena amostra inerente aos testes tradicionais de raízes unitárias e de co-integração normalmente utilizados.

Frankel (1995) também argumenta que a razão para a falha em se rejeitar o modelo de *random walk* para as taxas de câmbio reais é a falta de poder dos testes. Se os desvios em relação à PPP são atenuados lentamente, são necessários muitos períodos para se testar confiavelmente a existência da raiz unitária. Em outras palavras, o processo de reversão à média tem baixa velocidade de ajustamento. Isto posto, na aplicação de testes de co-integração para as hipóteses de longo prazo para a paridade de câmbio em dados agregados em painéis é desejável a construção de estimadores que não imponham que a dinâmica dos diferentes países considerados seja a mesma. Em outras palavras, deseja-se considerar apenas a informação referente à dinâmica de longo prazo, podendo a dinâmica de curto prazo ser heterogênea. Para tanto, Pedroni (2001) desenvolveu testes chamados *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS), sendo que consideramos especialmente a versão *group-FMOLS*, que agrupa os dados entre as dimensões, em contraste com os testes dentro das dimensões *cross-section* ou temporal.

Em relação ao estimador "*within-dimension*", o estimador "*between-dimension*" permite maior flexibilidade no caso de o vetor de co-integração ser heterogêneo. No caso "*within-dimension*", testa-se a hipótese nula $H_0: \beta_i = \beta_0$ para todo (i) contra a hipótese alternativa $H_1: \beta_i = \beta_a \neq \beta_0$ em que β_a é o mesmo para todos os membros (i) do painel. Por outro lado, no teste *between-dimension* testa-se a hipótese nula $H_0: \beta_i = \beta_0$ contra a alternativa $H_1: \beta_i \neq \beta_0$. Os valores de β_i não são os mesmos nesta alternativa. Isto representa uma clara vantagem na medida em que não há motivo aparente para acreditar que se os β s de co-integração não são iguais a um, eles têm que, necessariamente, assumir um mesmo valor arbitrário.

3.3 Estimadores em painel

Cabe destacar que existe uma controvérsia sobre o poder dos testes de raiz unitária na dimensão *cross-section* (país) univariada versus o painel envolvendo todos os países ao longo do tempo. Uma parte da literatura recente sugere que os testes de raízes unitárias em painel têm maior poder que os testes de raízes unitárias baseadas em séries temporais individuais. Dentre vários autores, quem defende esta posição é Oh (1996), Wu (1996), Frankel e Rose (1996), e Pedroni (2003). Por outro lado, Maddala e Liu (1996) afirmam que não faz sentido comparar dois testes com diferentes hipóteses nulas sobre a existência de raiz unitária. Ademais, eles defendem que o teste de raiz unitária de Fisher seria desejável aos testes de Levin-Lin e Im-Pesarm-Shin.⁶

Comumente, nos testes de paridade de câmbio é considerada a seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

onde y_{it} é o log da taxa de câmbio entre os países; x_{it} é o log da razão dos índices de preços dos países considerados; y_{it} e x_{it} são co-integrados pela inclinação β_i , que pode ou não ser homogênea entre os países (i).

Para a versão estrita ou versão "forte" da PPP ser corroborada, requer-se, sob a hipótese nula, que $H_0: \beta_i = 1$ (existência de co-integração) para todos os (i)s países. A análise padrão de raiz unitária em painéis impõe normalmente um valor unitário homogêneo para o vetor de co-integração implícito entre a taxa de câmbio nominal e o índice de preços agregado. Apesar de haver alguma aceitação do fato de que a taxa de câmbio e os índices de preços agregados movimentam-se juntos no equilíbrio de longo prazo, a relação entre eles não precisa ser, necessariamente, 1:1 (um para um). Neste caso, $\beta_i \neq 1$ e constitui a versão "fraca" da paridade de câmbio.

Podem contribuir para isso as diferenças entre os índices de preços entre países, os custos de transporte de mercadorias etc. No caso da análise dos dados em painéis, é natural que tais fatores mudem entre os diversos países e, portanto, que haja relações de co-integração heterogêneas, o que justifica o uso de métodos de co-integração de painéis proposto por Pedroni (1995). Assim, testa-se a hipótese nula de não co-integração sem que seja imposta a homogeneidade do vetor de co-integração.

Pedroni (2003) avalia as propriedades assintóticas de três versões de estimadores em painel. Os estimadores "FM Residual" e "FM Ajustado" combinam os dados dentro de cada dimensão "*within-dimension*". Por outro lado, o estimador "FM Agrupado" combina os dados entre as dimensões "*between-dimension*". Pedroni mostra que este último estimador gera menor distorção devido à pequena amostra e possibilita maior flexibilidade em termos de testes de hipótese. Por esse motivo, utilizaremos os resultados dos testes "*between-dimension*" para a discussão dos resultados obtidos com os testes OLS, FMOLS e DOLS, mais à frente.

Os testes com média agrupada não requerem que os μ_i , na hipótese alternativa, seja o mesmo para os diferentes membros (i) do painel. Em uma regressão de raiz unitária em painel do tipo $Y_{it} = \mu_{it} Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$ para $t=1, \dots, T$ e $i=1, 2, \dots, N$ os testes com média agrupada implicam $H_0: \mu_i = 1$ para todo (i) ante a hipótese alternativa $H_1: \mu_i < 1$, ao invés de $H_1: \mu_i = \mu_a < 1$.

Considerando o sistema co-integrado em que $i=1, 2, \dots, m$ corresponde ao número de membros do painel:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

⁶ Para mais detalhes, vide o apêndice.

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

com $Z_{it} = (Y_{it}, X_{it})' \sim I(1)$; $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})' \sim I(0)$ e com a matriz de covariância no longo prazo dada por $\Omega_i = L_i L_i'$, as variáveis são ditas serem co-integradas para cada membro do painel, com vetor de co-integração β . É importante ressaltar que o termo α_i permite que a relação de co-integração inclua efeitos fixos específicos de cada membro do painel.

O estimador para painéis FMOLS para o coeficiente β é dado por:

$$B_{NT}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i) Y_{it} \quad T_{\alpha} \right) \quad (8)$$

onde

$$Y_{it}^* = \left(Y_{it} - \bar{Y}_i \right) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}$$

$$\tau_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \left(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0 \right)$$

A estatística-t associada segue uma distribuição normal padrão.

Para a estimação de painéis por DOLS, deve-se alterar a regressão de co-integração definida anteriormente para o FMOLS conforme:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \sum_{k=-k_i}^{K1} \gamma_{ik} \Delta X_{it-k} + \mu_{it}^* \quad (9)$$

O coeficiente β estimado é dado por

$$B_{DS}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (Z_{it} Z_{it}') \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_{it} Y_{it}^* \right) \quad (10)$$

em que $Z_{it} = \left(\left(X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{it-k}, \dots, \Delta X_{it+k} \right) \right)$ é um vetor de regressores $2(K+1) \times 1$.

3.4 Descrição dos dados

Os dados foram obtidos da Bloomberg, a partir das séries disponibilizadas pelo IFS (*International Financial Statistics*) do FMI. Foram considerados dados mensais da taxa de câmbio (no final de cada período) e índices de preços (mensais) para os 22 países selecionados do EMBI Global (*Emerging Market Bond Index*) – calculado pelo JP Morgan –, de acordo com a disponibilidade, mais a série do índice de preços ao consumidor dos EUA (as taxas de câmbio são definidas em termos da moeda doméstica em relação ao dólar norte-americano). Como não se dispõe de séries desde Janeiro de 1980 para todos os países, o intervalo considerado acabou sendo de Janeiro de 1993 a Dezembro de 2001, resultando em 108 dados mensais de taxas de câmbio e de inflação para cada país. Para alguns países como Filipinas, China e Rússia, não foram encontradas a série do índice de preços, sendo que se construiu uma série anualizada a partir das variações mensais. Nas análises iniciais de raízes unitárias e co-integração buscou-se analisar a evolução da taxa de câmbio e de um índice de preços relativos (entre o índice de preços local e o externo para cada país).

3.4.1 A escolha do índice de preços

Para a escolha do índice de preços a ser utilizado nos testes foram considerados os preços no atacado (IPA), preços ao produtor (IPP) e preços ao consumidor (IPC). Apesar de ser justificável a preferência pela utilização dos índices de preços no atacado, que levam em conta uma maior porcentagem de produtos transacionados em sua composição – e que, portanto, melhor refletem as variações da taxa de câmbio –, decidiu-se pela adoção dos índices de preços ao consumidor mais abrangentes para cada um dos países escolhidos, tanto pela existência de um tamanho de série adequado quanto pela disponibilidade dos dados. De fato, observou-se que os índices de preços ao consumidor estão disponíveis para mais países e a partir de um maior intervalo de tempo em relação a outros índices como, por exemplo, os índices de preços ao produtor ou índice de preços no atacado (IPA no Brasil ou IPP nos EUA, por exemplo).

Os índices de preços ao consumidor escolhidos foram os mais genéricos possíveis, isto é, deu-se preferência pelos índices que englobassem todas as categorias de uso, ao invés de se escolher um IPC Alimentação (Índice de Preços ao Consumidor – Grupo Alimentação) ou IPC Vestuário (Índice de Preços ao Consumidor – Grupo Vestuário), por exemplo.

3.4.2 A escolha dos países

Uma vez que a presente análise envolve as economias emergentes, julgamos adequado utilizar os países considerados no EMBI (*Emerging Market Bond Index*), calculado pelo JP Morgan. Por levar em conta o fluxo via títulos de dívida para tais países, o índice pode ser considerado como referência dos países mais relevantes (nesse caso, em termos de volume de fluxo de recursos) para análise do ajuste da taxa de câmbio ao diferencial de inflação. Os países selecionados foram: Argentina, Brasil, México, Venezuela, Equador, Peru, Colômbia, Chile, Coréia do Sul, Filipinas, Malásia, China, Tailândia, Rússia, Polônia, Bulgária, Grécia, Turquia, Hungria, Croácia, Marrocos e África do Sul. Foram utilizados os intervalos de tempo nos quais estavam disponíveis tanto os dados de câmbio como os de inflação.

4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS: PARIDADE DO PODER DE COMPRA

Na Tabela 1 as estatísticas t referem-se à hipótese nula da existência da raiz unitária ($H_0: \mu_i = 1$), sendo que os resultados obtidos não indicam a rejeição da hipótese nula tanto ao nível de 10% quanto ao nível de 1% de significância. De acordo com o teste de Levin-Lin (1993), para $N=22$ e $T=108$, a raiz unitária não pôde ser rejeitada.⁷

Tabela 1 – Testes de raiz unitária em painel

Métodos	Ln (tx de câmbio)	Ln (índice de preço agregado)
Levin-Lin rho-stat	1,766	2,500
Levin-Lin t-rho-stat	-0,006	0,146
Levin-Lin ADF-stat	0,631	1,979
IPS ADF-stat	0,926	1,747

⁷ Este teste usa o programa em RATS desenvolvido por Pedroni (2001).

Por outro lado, as Tabelas 2A e 2B mostram testes alternativos de raízes unitárias conforme: i) Levin, Lin e Chu; ii) Breitung; iii) ADF - Fisher; iv) PP - Fisher; e v) Hadri. A Tabela 2A envolve apenas a variável log (taxa nominal de câmbio) de 20 países. Nesta tabela, os testes de Fisher (ADF e Philips-Perron) e Hadri rejeitam a hipótese de raiz unitária. Resultados opostos são dados por Levin, Lin e Chu, e Breitung.⁸ A Tabela 2B repete o mesmo teste, mas para 15 países (retiramos 5 países da amostra anterior de 20 países). Este procedimento visa testar a consistência do teste de raiz unitária à medida que se muda o tamanho da amostra. Obviamente, a distorção pode ser devido ao problema de pequena amostra. Nesta nova condição, os testes de Fisher passam a não mais rejeitar a hipótese de raiz unitária. Portanto, estes testes de Fisher não apresentaram os mesmos resultados em termos de teste de raiz unitária conforme se muda o tamanho da amostra.

Tabela 2A – Testes Fisher de raiz unitária conforme Maddala e Wu

Variável: Log(Taxa nominal de câmbio)				
Resumo: teste de raiz unitária em painel				
Amostra: 1993:01 a 2001:12				
Variáveis exógenas: Efeitos Individuais, tendência linear individual				
Seleção automática de defasagens				
Seleção automática de defasagens baseada em AIC: 0 a 12				
Seleção <i>Newey-West bandwidth</i> usando <i>Bartlett kernel</i>				
Método	Estatística	Prob.**	Cross-sections	Obs.
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Levin, Lin & Chu t*	12,13	1	20	2088
Breitung t-stat	-0,07	0,47	20	2068
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
ADF - Fisher Chi-square	67,31	0,00	20	2088
PP - Fisher Chi-square	73,54	0,00	20	2140
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Hadri Z-stat	14,20	0	20	2160

** As probabilidades para os testes de Fisher tests são computadas usando uma distribuição Chi-quadrado. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

8 Estes testes de raiz unitária usam o EViews 5.1

Tabela 2B – Consistência dos testes de Fisher de raiz unitária

Variável: Log(Taxa nominal de câmbio)

Resumo: teste de raiz unitária em painel

Amostra: 1993:01 a 2001:12

Variáveis exógenas: Efeitos Individuais, tendência linear individual

Seleção automática de defasagens

Seleção automática de defasagens baseada em AIC: 0 a 12

Seleção *Newey-West bandwidth* usando *Bartlett kernel*

Método	Estatística	Prob.**	Cross- sections	Obs.
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Levin, Lin & Chu t*	-2,01	0,02	15	1583
Breitung t-stat	-1,42	0,08	15	1568
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
ADF - Fisher Chi-square	29,55	0,49	15	1583
PP - Fisher Chi-square	39,37	0,12	15	1605
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Hadri Z-stat	12,56	0	15	1620

** As probabilidades para os testes de Fisher tests são computadas usando uma distribuição Chi-quadrado. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Na Tabela 3 podemos observar que os testes de Levin, Lin e Chu, e Breitung não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária na série log(CPI local/US CPI). Resultados opostos ocorrem nos demais testes: Fisher e Hadri.

Table 3 – Testes Fisher de raiz unitária - Maddala e Wu

Variável: Preços Relativos: Log(IPC País local/IPC Estados Unidos)

Resumo: teste de raiz unitária em painel

Amostra: 1993:01 a 2001:12

Variáveis exógenas: Efeitos Individuais, tendência linear individual

Seleção automática de defasagens

Seleção automática de defasagens baseada em AIC: 0 a 12

Seleção *Newey-West bandwidth* usando *Bartlett kernel*

Método	Estatística	Prob.**	Cross- sections	Obs.
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Levin, Lin & Chu t*	12,13	1	20	2088
Breitung t-stat	-0,07	0,47	20	2068
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
ADF - Fisher Chi-square	67,31	0,00	20	2088
PP - Fisher Chi-square	73,54	0,00	20	2140
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Hadri Z-stat	14,20	0	20	2160

** As probabilidades para os testes de Fisher tests são computadas usando uma distribuição Chi-quadrado. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Na Tabela 4 não se observa evidência de co-integração, que sugere que no caso considerado a PPP não acontece no longo prazo. Na Tabela 4, as quatro primeiras estatísticas teste baseiam-se na associação dos dados numa dada dimensão (*within-dimension*) e as três últimas na combinação entre dimensões (*between-dimension*), sendo que esta última permite, na hipótese alternativa, a ocorrência de valores não-homogêneos para as inclinações ou valores de co-integração.

Tabela 4 – Testes de Cointegração em Painel

Métodos	sem tendência	com tendência
Panel v stat	0,10	1,01
Panel ñ stat	0,36	-2,44
Panel t-stat não paramétrico	0,36	2,49
Panel t-stat paramétrico	1,27	0,63
Group ñ-stat	-0,17	-1,75
Group t-stat não-paramétrico	0,50	-1,83
Group t-stat paramétrico	1,53	-0,46

Conforme a Tabela 5, no caso do FMOLS e DOLS, em que também se considera a possível heterogeneidade do vetor de co-integração, a hipótese nula ($H_0: \beta_i=1$) da PPP "forte" é rejeitada. De fato, nos testes individuais para os 22 países considerados, no OLS rejeita-se a hipótese nula de co-integração para sete países (dois ao nível de 10% e cinco a 1% de significância), no FMOLS rejeita-se a PPP "forte" em 17 países (quatro ao nível de 10% e 13 a 1%) e no DOLS não se aceita a hipótese nula em 15 casos (três a 10% e 12 ao nível de 1%). Conforme exposto na metodologia, a estatística-t associada segue a distribuição normal padrão.

Tabela 5 – Resultados individuais

	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
Argentina	-0,00	-0,22	0,00	-828,78**	0,00	-733,57**
Brasil	-0,99	2,17*	1,00	0,04	1,22	1,02
México	0,95	1,15	1,01	0,18	1,04	1,99*
Venezuela	0,77	2,60**	0,81	-6,43**	0,83	-6,75**
Equador	1,16	2,79**	1,12	2,93**	1,10	3,25**
Peru	1,19	0,85	1,19	1,43	1,22	0,61
Colômbia	1,00	1,07	0,93	-0,80	0,72	-2,28*
Chile	1,22	0,41	1,22	0,79	0,50	-0,75
Coréia do Sul	4,23	0,95	4,38	7,85**	4,74	9,04**
Filipinas	1,85	0,80	1,87	3,91**	1,98	4,46**
Malásia	7,59	0,67	7,99	6,39**	8,73	7,43**
China	0,60	0,49	0,74	-2,23*	0,96	-0,16
Tailândia	3,57	0,66	3,51	4,84**	3,63	4,82**
Rússia	0,67	1,05	0,72	-4,51**	1,42	5,55**
Polônia	0,87	1,69*	0,87	-2,70**	0,94	-0,26
Bulgária	0,95	6,58**	0,96	-3,07**	0,96	-3,42**
Grécia	1,64	0,49	1,59	1,83*	0,42	-0,73
Turquia	1,02	5,98**	1,04	2,15*	1,03	1,94*
Hungria	1,15	3,04**	1,12	3,28**	1,05	0,93
Croácia	0,78	0,88	0,85	-1,75*	3,19	7,74**
Marrocos	-2,26	-0,29	-2,59	-4,75**	-3,26	-6,45**
África do Sul	2,66	1,24	2,72	8,26**	2,55	7,11**

* e ** representam rejeição de H_0 ao nível de 10% e 1% de significância, respectivamente.

Nas Tabelas 6 e 7, em que se analisam os testes OLS, FMOLS e DOLS para painéis, também houve rejeição da hipótese nula, ou seja, a validade da PPP "forte" não é corroborada. Um ponto a

ser considerado é que as estatísticas dos testes "*within-dimension*" se mostraram menores que as estatísticas para o teste "*between-dimension*". Segundo Pedroni, os valores mais altos do teste "*between-dimension*" são uma melhor estimativa da relação de longo prazo entre taxas de câmbio nominais e índices de preços agregados.

Outro ponto a ser destacado é o fato de que os testes FMOLS e DOLS rejeitaram mais a hipótese nula de co-integração do que o OLS. Isto porque, conforme explicitado anteriormente, a hipótese alternativa no FMOLS contempla a não-homogeneidade dos β_i s, ou seja, engloba um número maior de casos que a hipótese alternativa no OLS e, portanto, é menos complacente com a hipótese nula (não a aceita tão "facilmente").

Tabela 6 – Resultados do painel sem time dummy

Tipos	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
Entre dimensões	1,48	7,52**	1,50	-172,93**	1,59	-148,92**
Dentro da dimensão sem pesos	nd	nd	0,93	-1,50	1,01	0,20
Dentro da dimensão com pesos	nd	nd	nd	nd	0,03	-721,75**

** representa rejeição de H_0 ao nível de significância de 1%

Tabela 7 – Resultados do painel com time dummy

tipo	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
Entre dimensões	0,85	9,52**	0,88	-12,81**	0,92	-5,94**
Dentro da dimensão sem pesos	nd	nd	0,86	-2,98**	0,93	-1,56
Dentro da dimensão com pesos	nd	nd	nd	nd	0,94	-9,68**

** representa rejeição de H_0 ao nível de significância de 1%

5 CONCLUSÃO

Os resultados obtidos não corroboram, a princípio, a hipótese da PPP. A maior parte dos testes empregados rejeitou a hipótese nula da PPP "forte" e os resultados obtidos foram similares aos de Basher e Mohsin (2002). Analisando os dados agrupados em painéis, constatou-se que não houve sustentação empírica da teoria, sendo que a análise dos países, individualmente, também levou à rejeição da versão relativa da PPP para a maior parte dos casos. Isto pode indicar que a não-corroboração da PPP nos dados em painel não se deveu à influência de dados de alguns poucos países, mas parece ser a regra e não a exceção.

APÊNDICE: UM BREVE RESUMO SOBRE OS TESTES ALTERNATIVOS DE RAÍZES UNITÁRIAS: SÉRIES INDIVIDUAIS VERSUS PAINEL. TESTES DE ADF, PP, LL, IPS E FISHER

Maddala e Wu (1996) mostram os seguintes modelos para testar raiz unitária de séries individuais versus painel.⁹

$$y_{i,t} = \alpha_i y_{i,t-1} + \omega_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Suponha que estamos interessados em testar

$$H_0: \alpha_1 = 1$$

$H_1: \alpha_1 < 1$ condição para a série ser estacionária.

Assim, temos acima vários testes de raízes unitárias para uma simples equação. Por outro lado, o teste de raiz unitária em painel trata de uma diferente hipótese.

$$H_0: \alpha_i = 1$$

$H_1: \alpha_i < 1$ para $i = 1, 2, \dots, N$

Consideraremos os seguintes testes de raiz unitária em painel: Levin, Lin e Chu (2002); Breitung (2002); IPS (Im, Pesaran e Shin 2003); testes de Fisher usando testes ADF e PP, conforme Maddala e Wu (1999), Choi (2001), e Hadri (1999).

Testes com Processos de Raiz Unitária Individual

Os testes de IPS (Im, Pesaran e Shin), e Fisher-ADF e PP permitem que sejam testados processos individuais de raiz unitária de modo que possam mudar ao longo da dimensão *cross-section*. Todos estes são baseados na combinação do teste de raiz unitária individual para derivar o resultado específico de um painel.

⁹ Considere um simples processo AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde x_t' são os regressores exógenos que podem também incluir constante e tendência, os parâmetros ρ e δ devem ser estimados, e ε_t é um ruído branco.

Teste ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Este teste subtrai y_{t-1} de ambos os lados da equação (11).

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde $\alpha = \rho - 1$. As hipóteses nula e alternativa podem ser escritas como

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 1$$

e avaliados segundo:

$$t_\alpha = \hat{\alpha} / (se(\hat{\alpha}))$$

Onde $\hat{\alpha}$ é a estimativa de α , e $se(\hat{\alpha})$ é o erro padrão do coeficiente.

O teste simples de Dickey-Fuller descrito acima é válido somente se a série é um processo AR(1). Se a série é correlacionada a defasagens de ordem superiores, a hipótese de ruído branco de ε_t é violada.

O Teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) constrói uma correção paramétrica para as correlações de ordem maiores ao assumir que as séries seguem um processo AR(p) e adicionando (p) termos das diferenças defasadas da variável dependente ao lado direito da regressão.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t \quad (13)$$

Existem outros poderosos testes de raiz unitária de séries univariadas, tais como: i) DFGLS (*Dickey-Fuller test with GLS Detrending*) proposto por Elliot, Rothenberg, Stock (1996); ii) Phillips-Perron (1988); iii) KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, 1992); iv) NP (Ng e Perron, 2001); e v) Elliot (1996).

Teste IPS (Im, Pesaran e Shin)

Im, Pesaran e Shin definem uma regressão ADF separada para cada *cross-section*:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

A hipótese nula pode ser escrita como

$H_0: \alpha_i = 0$, para todo i

A hipótese alternativa é dada por

$H_1: \alpha_i = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N_1$; $\alpha_i < 0$ para $i = N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N$

Depois de estimar as regressões ADF separadas, a média das t-stats para cada α_i das regressões ADF individuais $t_{iT_i(p_i)}$,

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^N t_{iT_i(p_i)} \right) / N$$

é então ajustada para chegar ao teste estatístico desejado. Os valores críticos para t_{NT} são reportados por IPS para combinações de diferentes números de *cross-sections* (N) e tamanho de séries (T).

Testes Fisher-ADF e Fisher-PP de Raiz Unitária em Paineis

Uma abordagem alternativa para teste de raiz unitária em painéis faz uso do resultado de Fisher (1932) para derivar testes que combinam os p-valores de cada teste de raiz unitária individual. A ideia foi proposta por Maddala e Wu (1999) e Choi (2001).

Se for definido o p-valor de qualquer teste de raiz unitária individual para uma *cross-section*, então sob a hipótese nula para todas as *cross-sections*, temos que o resultado assintótico que

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2N}$$

Ademais, Choi (2001) demonstra que

$$Z = (1/\sqrt{N}) \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(\pi_i) \rightarrow N(0,1)$$

onde Φ^{-1} é o inverso da função de distribuição acumulada normal padrão. As hipóteses nula e alternativa são as mesmas das IPS.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alves, D.; Cati, R. C.; Fava, V. L. Purchasing power in Brazil: a test for fractional cointegration. *Applied Economics*, v. 33, n. 9, 2001.
- Araújo, C. H. V.; S. Filho, G. B. Mudanças de regime no câmbio brasileiro. Banco Central do Brasil, *Working Paper* 41, 2002

- Baltagi, B. H.; Kao, C. Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey. *In*: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 7-52.
- Banerjee, A. Panel data unit roots and cointegration: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 61, p. 607-629, 1999.
- Basher, S. A.; Mohsin, M. PPP tests in cointegrated panels: evidence from Asian developing countries. Department of Economics, York University, *Working Paper*, 2002.
- Breitung, Jörg. The local power of some unit root tests for panel data. *In*: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 161-178.
- Breuer J. B. An assessment of the evidence on PPP. *In*: Williamson, J. (ed.), *Estimating equilibrium exchange rate*. Washington, D.C.: Institute for International Economics, 1994.
- Canzoneri, M.; Cumby, R.; Diba, B. Relative labor productivity and the real exchange rate in the long-run: evidence for a panel of OECD countries. *Journal of International Economics*, v. 47, p. 245-266, 1996.
- Cassel, Gustav. Abnormal deviations in international exchanges. *Economic Journal*, 28, p. 413-15, 1918.
 _____ *Money and foreign exchange after 1914*. New York: Macmillan, 1922.
- Chinn, Menzie D. The usual suspects? Productivity and demand shocks and Asia-Pacific real exchange rates. *Review of International Economics*, 8, p. 20-43, 2000.
- Choi, I. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, p. 249-272, 2001.
- Frankel, J. A.; Rose, A. K. A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries. *NBER Working Paper* 5006, 1995.
- Froot, K.; Rogoff, K. Perspectives on PPP and the long-run real exchange rate. *In*: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995.
- Garcia, M. G. P.; Olivares, G. A. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Working Paper*. PUC/Rio, 2000.
- Hardi, Kaddour. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometric Journal*, 3, p. 148-161, 2000.
- Holland, Márcio; Valls Pereira, Pedro L. Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. *Working Paper*, IBMEC, 2004.
- Im, K. S.; Pesaran, M. H.; Shin, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, p. 53-74, 2003.
- Johansen, S.; Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration -with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210, 1990.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- Kao, C.; Chiang, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *In*: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 179-222.
- Kwiatkowski, Denis; Phillips, Peter C. B.; Schmidt, Peter; Shin, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178, 1992.
- Levin, A.; Lin, C. F. Unit root tests in panel data, asymptotic and finite sample properties. U.C. San Diego, *Working Paper*, 1993.
- Levin, A.; Lin, C. F.; Chu, C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, p. 1-24, 2002.

- Maddala, G. S.; Wu, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test: evidence from simulations and the bootstrap. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, p. 631-652, 1999.
- Marçal, E. F. *Paridade do poder de compra: a evidência empírica brasileira*. 1998. Dissertação (Mestrado), IE/UNICAMP, Campinas.
- Marçal, E. F.; Valls Pereira, P. L. V.; Santos Filho, O. C. Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, 57, p. 159-190, 2003.
- Mark, N.; Sul, D. *A computationally simple cointegration vector estimator for panel data*. Manuscript, Ohio State University, 1999.
- Miguel, Paulo Pereira. *Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90*. 2001. Tese (Doutorado), IPE/FEA-USP. Ganador do 23º Prêmio BNDES de Economia.
- Ng, Serena; Perron, Pierre. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- Obstfeld, M.; Taylor, A. *International capital market integration over the long run: the great depression as a watershed*. U.C. Berkeley, 1996.
- O'Connell. The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, v. 44, p. 1-19, 1998. (forthcoming).
- Oh, K. Purchasing power parity and unit root tests using panel data. *Journal of International Money and Finance*, 1996.
- Pedroni, Peter. Panel cointegration; Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Williams College, *Working Papers*, September 5, 2003. Forthcoming, *Econometric Theory*.
- _____. Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Indiana University, *Working Paper*, 2001a.
- _____. Purchasing power parity in cointegrated panels. *The Review of Economics and Statistics*, v. 83, n. 4, p. 727-731, 2001b.
- _____. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels, advances in econometrics. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 93-130.
- _____. Critical values for cointegrating tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999.
- _____. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity. Department of Economics, Indiana University, *Working Paper*, 1996.
- Phillips, P. C. B.; Perron, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346, 1988.
- Rivera-Batiz, F. L.; Rivera-Batiz, L. A. *International finance and open economy macroeconomics*. 2ª edição. Macmillan Publishing Company, 1994.
- Rogoff, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. XXXIV, p. 647-668, junho de 1996.
- Taylor, A. International capital mobility in history: purchasing power parity in the long run. Northwestern University, *Working Papers*, 1996.
- Taylor, Mark P. The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, v. XXXIII, p. 13-47, March 1995.
- Taylor, M. P.; Sarno, L. The behavioral of real exchange rate during the Post-Bretton Woods period. *Journal of International Economics*, v. 46, p. 281-312, 1998.

MÉTODO DE OBTENÇÃO DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO DO PARANÁ PARA O ANO DE 2000

Ricardo Kureski[§]
Blas Caballero[⌘]

RESUMO

O propósito deste artigo é apresentar a Matriz de Insumo-Produto do Paraná, regionalizada para o ano de 2000, e o procedimento metodológico utilizado. Inicialmente considera-se a classificação de atividades e produtos, apresentando-se, a seguir, o método Quociente Locacional, utilizado para fazer os ajustes nos coeficientes técnicos da matriz nacional. As fontes de dados foram as contas nacionais e regionais publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e dados fiscais da Secretaria da Fazenda do Paraná (SEFA). Finalmente, são descritas e apresentadas para a economia do Paraná as seguintes tabelas: Recursos de bens e serviços; Oferta e demanda da produção a preço básico; Matriz dos coeficientes técnicos dos insumos; Matriz de participação setorial na produção de produtos regionais; Matriz dos coeficientes técnicos intersetoriais; Matriz de impacto intersetorial ou de Leontief.

Palavras-chave: contabilidade social, matriz de insumo-produto, economia do Paraná.

ABSTRACT

This article presents the 2000 input-output (I-O) accounts for the Paraná state economy and the methodological procedure used. Initially it considers the activities and products classification. Next introduce the location quotient method, used to fit technical coefficients of the national matrix. Data source were the national and regional accounts published by IBGE (Brazilian Institute of Geography and Statistics), and fiscal data of the Finance Bureau of Paraná. Finally, it describes and presents for the economy of Paraná, the following tables: Make table: industries producing commodities; Use table: commodities used by industries and final uses; The commodity-by-industry direct requirements table; Market Share table; The industry-by-industry direct requirements table; Leontief matrix.

Key,words: input-output matrix, Paraná economy, social accounting .

JEL classification: D57, R00.

* The first author acknowledges the support provided by CAPES Foundation.

§ Doutor em Economia e Política Florestal pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). Professor da Pontifícia Universidade Católica do Paraná (PUCPR). Técnico do Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES). E-mail: kureski@pr.gov.br

⌘ Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP). Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Política Florestal da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: blas@ufpr.br

Recebido em março de 2004. Aceito em junho de 2004.

1 INTRODUÇÃO

A matriz de relações intersetoriais (MRI) desenvolvida por Wassily Leontief constitui um quadro estatístico de dupla entrada. Registra, de um lado, os insumos utilizados pelas distintas atividades econômicas e, do outro, o destino das produções, possibilitando a percepção da interdependência setorial. As aplicações regionais da matriz de relações intersetoriais (MRI) vêm se ampliando a cada dia, destacando-se, dentre outros, o seu uso para fins de planejamento, análise de impacto, análise de complexo industrial e estudo da cadeia produtiva. O objetivo deste trabalho é reforçar essa tendência ao apresentar a MRI do Paraná regionalizada para o ano de 2000, elaborada a partir das informações das contas nacionais e regionais, e compatível com publicações anteriores. (Kureski, 1999; Ipardes, 2000).

A primeira experiência brasileira na construção de MRI remonta a 1967, quando foi publicada a primeira matriz para o País, com base no censo de 1959, pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. (Rijckeghem, 1967). Uma outra iniciativa, realizada pelo Banco Central do Brasil e Conselho Interministerial de Preços, construiu uma matriz para o ano de 1971 utilizando dados fiscais. (Leão *et al.*, 1973). Posteriormente foram construídas matrizes, apoiadas nos censos, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), referentes aos anos de 1970, 1975, 1980, 1985, e de 1990 até 1996. Vale destacar que a Tabela de Recursos e Usos, que integra o Novo Sistema de Contas Nacionais do Brasil, seguindo as recomendações do *System of National Accounts* (SNA) da ONU de 1993, identifica-se com a MRI, que fica, assim, definitivamente integrada ao sistema.

A experiência paranaense na elaboração de MRI tem início com a regionalização da matriz nacional de 1969, desenvolvida pelo Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social – Ipardes (1976). A seguir, em 1979, a Universidade de São Paulo apresenta matrizes de relações interindustriais para o ano de 1975, com base em dados fiscais e desagregadas em nível de dois, três e quatro dígitos, para o Brasil e para as Regiões Nordeste, Paraná e Região Metropolitana de Curitiba. Muito posteriormente, Kureski (1999) apresenta a MRI do Paraná regionalizada, referente ao ano de 1985, utilizando a matriz nacional do IBGE, dados de censos econômicos e o método de Quociente Locacional (QL). Utilizando o mesmo procedimento, o Ipardes (2000) publica as matrizes de relações intersetoriais do Paraná regionalizadas, referentes aos anos de 1990 e 1995. Outros estudos de economia aplicada também formularam matrizes regionalizadas para o Estado, utilizando ainda o método QL. Lott (2000) faz uma análise das cooperativas agropecuárias com base em matrizes regionalizadas para o Estado para os anos de 1980, 1985, 1990 e 1995, e Moretto (2000) construiu uma matriz de relações inter-regional para as regiões polarizadas por Curitiba, Ponta Grossa, Londrina e Cascavel.

2 MÉTODO DE OBTENÇÃO DA MATRIZ DE RELAÇÕES INTERSETORIAIS REGIONALIZADA A PARTIR DO SISTEMA DE CONTAS NACIONAIS

Inicialmente é necessário estabelecer a definição operacional da classificação de atividades e de produtos a ser adotada. Com o propósito de possibilitar a comparação com a Matriz de Relações Intersetoriais (MRI) nacional, e de outras regiões, adotou-se o mesmo conceito utilizado pelo IBGE (1989, p. 17), como segue:

“A classificação de atividades adotada nas tabelas de insumo-produto parte do conjunto de estabelecimento já classificado nos censos econômicos e inquéritos especiais, principal fonte

de dados. Estas classificações, baseadas em critérios de homogeneidade quanto a mercados (destino de bens e serviços) e tecnologia (semelhança de insumos ou processos de produção), atendem, de modo geral, às necessidades da análise de insumo-produto. Quanto aos bens e serviços, seu agrupamento em produto procura manter homogeneidade quanto à origem – atividade produtora e procedência nacional ou importada – e ao destino – tipo de consumidor e/ou usos específicos – dentro de cada agrupamento. A definição da classificação de produtos é o ponto de partida básico para a análise de insumo-produto e especialmente na elaboração das tabelas para 1980, onde os trabalhos centraram-se principalmente na análise dos fluxos de bens e serviços na economia, na obtenção de estimativas coerentes e consistentes quanto ao equilíbrio entre oferta-produção, importação, margens de transporte e comercialização e impostos – e demanda – consumo intermediário e demanda final – de cada produto.

Existe estreita vinculação entre as classificações de produtos e de atividades: Não só são os produtos que caracterizam as atividades, como seu nível de detalhamento leva a diferentes avaliações da homogeneidade na estrutura de produção e consumo; por outro lado, classificações mais agregadas de atividades tornam assemelhados bens e serviços quanto a sua origem e destino.”

O passo seguinte seria a obtenção da matriz regional a partir das matrizes de coeficientes técnicos (matriz B) e da matriz de alocação da produção (matriz D) nacional. Mas como a MRI do Brasil para 2000 ainda não foi publicada pelo IBGE até o momento, torna-se necessária sua obtenção prévia. Isto pode ser feito a partir da Tabela de Recursos e Usos (TRU) do Sistema de Contas Nacionais (SCN), com a qual está plenamente integrada, desde que respeitados seus grandes agregados. Feijó *et al.* (2001) alertam para a necessidade de um trabalho adicional para transformar a tabela de consumo intermediário do SCN, que apresenta o consumo total (nacional mais importados) a preço de consumidor em duas tabelas: consumo nacional e consumo importado, a preço básico. O detalhe dessa operação pode ser encontrado em Kureski (1999, p. 16) e Guilhoto (2002).

Com a tabela de consumo nacional é possível calcular os coeficientes técnicos (matriz B) para o País, acompanhando o procedimento utilizado pelo IBGE, descrito em Feijó *et al.* (2001, p. 149). Assume-se a hipótese de tecnologia do setor, representada por uma matriz de coeficientes técnicos produto por setor (Matriz B), obtida da tabela do consumo nacional, e expressa na seguinte fórmula:

$$B_n = U_n \cdot \langle g \rangle^{-1} \quad (1)$$

onde:

B_n = matriz dos coeficientes técnicos nacionais

U_n = matriz de consumo intermediário nacional

g = vetor do valor bruto da produção nacional

Cada coeficiente técnico é calculado utilizando a fórmula a seguir:

$$b_{n_{ij}} = u_{n_{ij}} / g_j \quad (2)$$

onde:

$b_{n_{ij}}$ = coeficiente técnico do setor j

$u_{n_{ij}}$ = consumo intermediário do produto i para o setor j

g = valor bruto da produção do setor j

A seguir, calcula-se a matriz D (setor por produto), na qual se utiliza a hipótese de *market-share*, cuja equação é a seguinte:

$$D = V \cdot q^{-1} \quad (3)$$

onde:

D = matriz de *market-share*

V = tabela de produção nacional transposta

q = vetor do valor bruto da produção nacional

O resultado final dessas operações encontra-se apresentado nas Tabelas 1 e 2.¹ A primeira (Tabela de Recursos de Bens e Serviços Brasil – 2000) apresenta o valor da produção, a preço aproximadamente básico. Ao longo da linha lê-se a procedência por atividade, de cada produto, sendo a última coluna o total da produção por atividades. Ao longo da coluna lê-se a produção por produto de uma atividade, sendo a última linha o total da produção por produto. A segunda corresponde à Tabela de Oferta e Demanda da Produção a Preço Básico Brasil – 2000. Na linha da matriz apresenta-se o destino da produção. Nas colunas tem-se a estrutura de custo das atividades. A Tabela 2 apresenta também o total da demanda final e o valor da produção por produto.

De posse da MRI nacional para 2000 é possível obter a matriz regional utilizando algum processo de redução. A escolha recaiu sobre o método Quociente Locacional Simples, que é uma medida da especialização regional, feita por meio da comparação da importância relativa de uma atividade numa região e sua importância no País. A escolha do método deveu-se à existência de dados compatíveis do Brasil e do Paraná. Outro método que poderia ser adotado é o RAS. Entretanto, é necessário um volume de dados maiores, muitas vezes não disponíveis nas economias regionais. Assim, o Coeficiente Locacional foi obtido empregando-se a seguinte fórmula:

$$QL_i = \frac{XE_i / XE}{XP_i / XP} \quad (4)$$

onde:

XE_i = produção do setor i no Estado

XE = total da produção no Estado

XP_i = produção do setor i no País

XP = total da produção do País.

Com relação aos dados, o valor bruto da produção foi obtido no IBGE, nas tabelas referentes aos Recursos e Usos, para o Brasil, e nas Contas Regionais do Brasil, para o Paraná. Cabe aqui lembrar que o valor bruto da produção paranaense é divulgado pelo IBGE, nas publicações das contas regionais do Brasil, sendo assim compatível com o valor bruto da produção brasileiro. Contudo, como o setor industrial não está desagregado conforme consta da Tabela de Recursos e Usos, adotou-se o Valor das Saídas mais a Variação dos Estoques como *proxy* para desagregar o valor bruto da produção industrial paranaense. Esses valores foram obtidos na Secretaria da Fazenda do Estado do Paraná, em tabulação especial, sem o valor dos impostos, o que poderia distorcer o resultado.

¹ Todas as tabelas estão agregadas para facilitar sua divulgação. Para obter as matrizes do Brasil e do Paraná desagregadas basta solicitá-las pelos e-mails dos autores.

Tabela 1 – Recursos de bens e serviços do Brasil – 2000

DESCRIÇÃO DOS PRODUTOS	PRODUÇÃO DAS ATIVIDADES (valores correntes em R\$ 1 000)						
	Agropecuária	Extrativa Mineral	Indústria de Transformação	S.I.U.P	Construção Civil	Comércio	Transporte
Café em coco	7.517.546	0	0	0	0	0	0
Milho em grão	6.502.050	0	0	0	0	0	0
Outros produtos agropecuários	118.191.686	0	882.570	0	0	0	0
Extrativa Mineral	26.138	9.567.548	28.149.973	0	0	0	0
Produtos minerais não-metálicos	0	13.229	22.860.946	0	0	0	0
Metalurgia	0	0	90.168.600	0	0	0	0
Mecânica	0	0	40.186.873	0	0	0	0
Material Elétrico e de Comunicações	0	0	33.547.294	0	0	0	0
Material de Transportes	0	0	57.302.643	0	0	0	6.741
Madeira e mobiliário	38.272	0	16.926.251	0	0	0	0
Papel, celulose, papelão e artefatos	0	0	41.089.536	0	0	0	0
Produtos derivados da borracha	0	0	11.572.703	0	0	0	0
Química	1.962	4.939	153.109.723	0	0	33.067.047	0
Produtos farmacêuticos e de perfumaria	0	0	18.884.486	0	0	754	0
Artigos de plástico	0	0	13.130.214	0	0	0	0
Indústria Têxtil	0	0	24.359.736	0	0	4.372	0
Artigos do vestuário	0	0	21.209.831	0	0	0	0
Produtos de couro e calçados	0	0	7.810.123	0	0	0	0
Produtos Alimentares	8.891.148	0	132.474.127	0	0	0	0
Bebidas	641.812	0	13.343.194	0	0	0	0
Produtos diversos	0	177.809	13.913.358	0	0	1.437.003	0
Serviços industriais de utilidade pública	0	18.292	2.585.350	62.487.256	0	0	0
Produtos da construção civil	0	0	0	0	157.072.404	0	0
Margem de comércio	525	3.646	26.613	0	28.599	104.712.897	0
Margem de transporte	0	0	0	0	0	223.164	68.728.198
Comunicações	0	0	0	0	0	0	0
Instituições financeiras	0	0	0	0	0	0	0
Serviços	0	0	75.721	445.112	0	7.706.005	1.655.132
Saúde e educação mercantis	0	0	0	0	0	0	0
Aluguéis	0	37.009	1.359.182	22.590	0	1.616.605	505.074
Administração pública	0	0	0	0	0	0	0
Serviços privados não-mercantis	0	0	0	0	0	0	0
TOTAL	141.811.139	9.822.472	744.969.047	62.954.958	157.101.003	148.767.847	70.895.145

(continua)

Tabela 1 – Recursos de bens e serviços do Brasil – 2000 (continuação)

DESCRIÇÃO DOS PRODUTOS	PRODUÇÃO DAS ATIVIDADES (valores correntes em R\$ 1 000)						Total da Atividade
	Comuni- cações	Instituições Financeiras	Serviços	Aluguéis	Adminis- tração Pública	Dummy Financeiro	
Café em coco	0	0	0	0	0	0	7.517.546
Milho em grão	0	0	0	0	0	0	6.502.050
Outros produtos agropecuários	0	0	0	0	751.446	0	119.825.702
Extrativa Mineral	0	0	0	0	0	0	37.743.659
Produtos minerais não-metálicos	0	0	0	0	8.919	0	22.883.094
Metalurgia	0	0	0	0	0	0	90.168.600
Mecânica	0	0	4.938	0	20.392	0	40.212.203
Material Elétrico e de Comunicações	0	0	0	0	13.464	0	33.560.758
Material de Transportes	0	0	2.239	0	287.041	0	57.598.664
Madeira e mobiliário	0	0	0	0	0	0	16.964.523
Papel, celulose, papelão e artefatos	0	0	0	0	4.317.458	0	45.406.994
Produtos derivados da borracha	0	0	0	0	0	0	11.572.703
Química	0	0	0	0	531.918	0	186.715.589
Produtos farmacêuticos e de perfumaria	0	0	0	0	822.677	0	19.707.917
Artigos de plástico	0	0	0	0	0	0	13.130.214
Indústria Têxtil	0	0	348.791	0	0	0	24.712.899
Artigos do vestuário	0	0	0	0	0	0	21.209.831
Produtos de couro e calçados	0	0	0	0	0	0	7.810.123
Produtos Alimentares	0	0	0	0	40.198	0	141.405.473
Bebidas	0	0	0	0	0	0	13.985.006
Produtos diversos	672.709	0	0	0	366.003	0	16.566.882
Serviços industriais de utilidade pública	0	0	0	0	0	0	65.090.898
Produtos da construção civil	0	0	0	0	0	0	157.072.404
Margem de comércio	0	0	534.370	0	34.194	0	105.340.844
Margem de transporte	0	0	0	0	34.097	0	68.985.459
Comunicações	43.888.894	0	0	0	0	0	43.888.894
Instituições financeiras	0	80.634.291	0	0	0	0	80.634.291
Serviços	95.871	0	115.798.005	0	9.327.033	0	135.102.879
Saúde e educação mercantis	0	0	51.854.644	0	546.499	0	52.401.143
Aluguéis	0	428.047	290.559	131.183.848	295.691	0	135.738.605
Administração pública	0	0	0	0	209.965.798	0	209.965.798
Serviços privados não-mercantis	0	0	12.458.769	0	0	0	12.458.769
TOTAL	44.657.474	81.062.338	181.292.315	131.183.848	227.362.828	0	2.001.880.414

Fonte: Tabela Usos de Bens e Serviços 1998 - Contas Nacionais do Brasil IBGE

Nota: A agregação das atividades e produtos foi realizada pelos autores.

Tabela 2 – Oferta e demanda da produção a preço básico do Brasil – 2000

DESCRIÇÃO DOS PRODUTOS	CONSUMO INTERMEDIÁRIO DAS ATIVIDADES (valores correntes em R\$ 1 000)							
	OFERTA TOTAL	Agropecuária	Extrativa Mineral	Indústria de transformação	S.I.U.P	Construção Civil	Comércio	Transporte
Café em coco	7.517.546	2.367.953	0	5.149.593	0	0	0	0
Milho em grão	6.502.050	3.704.083	0	2.393.880	0	0	0	0
Outros produtos agropecuários	119.825.702	15.314.138	13.484	54.224.220	21.516	0	0	0
Extrativa Mineral	37.743.659	326.662	798.552	29.949.939	15.789	421.191	0	0
Produtos minerais não-metálicos	22.883.094	506	80.656	6.448.424	0	13.352.565	0	0
Metalurgia	90.168.600	235.004	309.690	61.520.114	21.126	11.439.308	137.793	203.947
Mecânica	40.212.203	329.181	518.811	10.902.252	885.910	1.062.320	348.721	189.391
Material Elétrico e de Comunicações	33.560.758	2.648	10.402	4.239.899	414.766	2.927.283	29.762	11.432
Material de Transportes	57.598.664	8.659	2.496	9.250.590	0	37.731	0	2.709.900
Madeira e mobiliário	16.964.523	80.659	9.992	2.991.089	0	2.938.015	130.983	38.968
Papel, celulose, papelão e artefatos	45.406.994	89.249	72.666	19.594.674	173.535	134.243	3.018.518	315.572
Produtos derivados da borracha	11.572.703	0	46.894	5.120.535	32.886	302.134	0	1.905.216
Química	186.715.589	16.496.185	979.815	69.206.597	1.033.788	4.705.034	33.332.362	13.875.549
Prod. farmacêuticos e de perfumaria	19.707.917	421.651	0	1.247.920	0	0	0	0
Artigos de plástico	13.130.214	365.733	22.928	5.958.088	12.507	2.624.266	839.534	982.739
Indústria Têxtil	24.712.899	264.682	17.156	14.629.501	0	24.499	119.665	344.335
Artigos do vestuário	21.209.831	0	4.333	4.941.647	0	10.327	2.897	2.141
Produtos de couro e calçados	7.810.123	26.785	0	1.047.725	0	0	0	0
Produtos Alimentares	141.405.473	5.695.918	9.109	25.649.091	0	0	0	326.992
Bebidas	13.985.006	0	0	902.259	0	0	0	0
Produtos diversos	16.566.882	92.858	22.448	2.185.004	294.679	702.717	82.173	86.579
Serv. industriais de utilidade pública	65.090.898	786.823	467.155	14.143.448	18.052.097	248.668	2.459.468	378.786
Produtos da construção civil	157.072.404	4.563	35.655	1.184.311	263.754	5.769.115	333.448	357.704
Margem de comércio	105.340.844	1.592.256	1.483.943	71.494.524	0	1.364.301	15.266.812	0
Margem de transporte	68.985.459	2.129.273	341.691	10.483.272	63.825	277.814	6.708.382	9.561.862
Comunicações	43.888.894	62.740	101.421	6.118.805	138.785	450.631	3.498.612	1.236.999
Instituições Financeiras	80.634.291	734.589	340.610	7.119.804	1.043.476	541.819	2.656.092	1.373.963
Serviços	135.102.879	1.591.707	521.045	11.598.615	1.472.074	2.445.048	9.869.655	2.243.839
Saúde e educação mercantis	52.401.143	0	0	0	0	0	0	0
Aluguéis	135.738.605	24.667	97.826	2.659.651	440.022	249.841	5.964.669	561.897
Administração pública	209.965.798	0	0	0	0	0	0	0
Serviços privados não-mercantis	12.458.769	0	0	0	0	0	0	0
TOTAL	2.001.880.414	52.749.172	6.308.776	462.355.470	24.380.537	52.028.872	84.799.546	36.707.811

(continua)

Tabela 2 – Oferta e demanda da produção a preço básico do Brasil – 2000 (continuação)

DESCRIÇÃO DOS PRODUTOS	CONSUMO INTERMEDIÁRIO DAS ATIVIDADES (valores correntes em R\$ 1 000)						
	Comuni- cações	Instituições Financeiras	Serviços	Aluguéis	Adminis- tração Pública	Dummy Financeiro	Total do Con- sumo Inter- mediário
Café em coco	0	0	0	0	0	0	7.517.546
Milho em grão	0	0	0	0	0	0	6.097.962
Outros produtos agropecuários	0	0	2.224.752	0	2.136.358	0	73.934.469
Extrativa Mineral	0	0	0	0	0	0	31.512.134
Produtos minerais não-metálicos	53.132	0	503.933	0	312.185	0	20.751.400
Metalurgia	378.957	0	618.491	0	22.722	0	74.887.152
Mecânica	364.259	0	365.703	105.056	217.447	0	15.289.053
Material Elétrico e de Comunicações	1.104.056	0	421.065	20.850	233.045	0	9.415.208
Material de Transportes	110.596	0	3.525.319	0	623.042	0	16.268.333
Madeira e mobiliário	0	0	213.572	0	98.579	0	6.501.858
Papel, celulose, papelão e artefatos	395.376	570.667	6.458.501	26.637	3.603.526	0	34.453.165
Produtos derivados da borracha	28.365	0	2.366.201	0	83.167	0	9.885.399
Química	350.557	0	2.060.337	11.176	3.433.004	0	145.484.405
Produtos farmacêuticos e de perfumaria	0	0	940.259	0	1.059.240	0	3.669.071
Artigos de plástico	246.482	0	562.887	74.957	367.243	0	12.057.364
Indústria Têxtil	0	0	1.713.128	0	325.046	0	17.438.011
Artigos do vestuário	32.324	0	5.251	0	64.082	0	5.063.001
Produtos de couro e calçados	36.964	0	45.509	0	4.963	0	1.161.947
Produtos Alimentares	0	0	6.455.267	0	1.717.206	0	39.853.582
Bebidas	0	0	4.845.007	0	0	0	5.747.266
Produtos diversos	75.003	720.432	1.911.187	59.487	1.456.988	0	7.689.556
Serviços industriais de utilidade pública	435.712	458.287	2.942.505	326.327	3.773.539	0	44.472.814
Produtos da construção civil	372.237	0	595.941	4.690.497	1.341.191	0	14.948.418
Margem de comércio	0	0	0	0	6.148.896	0	97.350.731
Margem de transporte	1.462.252	1.406.137	1.044.355	7.768	2.403.335	0	35.889.968
Comunicações	3.440.738	1.646.465	2.832.199	88.715	1.553.029	0	21.169.139
Instituições financeiras	849.956	6.086.347	1.125.077	233.939	1.489.520	38.880.057	62.475.249
Serviços	3.585.986	11.665.472	5.890.259	119.418	25.703.652	0	76.706.769
Saúde e educação mercantis	0	203.405	861.947	0	1.166.188	0	2.231.541
Aluguéis	912.590	1.559.900	1.293.952	69.508	1.439.539	0	15.274.062
Administração pública	0	0	0	0	0	0	0
Serviços privados não-mercantis	0	0	0	0	0	0	0
TOTAL	14.235.544	24.317.111	51.822.607	5.834.335	60.776.734	38.880.057	915.196.571

(continua)

Tabela 2 – Oferta e demanda da produção a preço básico do Brasil – 2000 (continuação)

DESCRIÇÃO DOS PRODUTOS	DEMANDA FINAL (valores correntes em R\$ 1 000)						DEMANDA TOTAL
	Exportações	Consumo do Governos	Consumo das Famílias	Formação bruta de Capital Fixo	Varição dos estoques	Demanda Final	
Café em coco	0	0	0	0	0	0	7.517.546
Milho em grão	15.993	0	110.297	0	277.798	404.088	6.502.050
Outros produtos agropecuários	4.150.173	0	29.807.703	3.312.397	8.620.960	45.891.233	119.825.702
Extrativa Mineral	5.671.969	0	0	0	559.557	6.231.525	37.743.659
Produtos minerais não-metálicos	976.779	0	1.152.036	0	2.879	2.131.694	22.883.094
Metalurgia	11.039.816	0	2.897.111	363.774	980.746	15.281.448	90.168.600
Mecânica	3.169.757	0	96.574	20.915.250	741.570	24.923.150	40.212.203
Material Elétrico e de Comunicações	5.798.006	0	11.272.092	6.310.549	764.904	24.145.550	33.560.758
Material de Transportes	14.185.176	0	19.216.582	7.702.131	226.442	41.330.331	57.598.664
Madeira e mobiliário	2.618.726	0	6.029.498	1.693.681	120.760	10.462.665	16.964.523
Papel, celulose, papelão e artefatos	4.062.349	0	6.614.213	69.377	207.889	10.953.829	45.406.994
Produtos derivados da borracha	1.023.340	0	230.591	0	433.372	1.687.304	11.572.703
Química	7.037.574	0	33.607.583	0	586.027	41.231.184	186.715.589
Prod. farmacêuticos e de perfumaria	561.922	0	15.347.550	0	129.375	16.038.846	19.707.917
Artigos de plástico	421.539	0	844.814	0	-193.503	1.072.850	13.130.214
Indústria Têxtil	1.710.418	0	4.794.837	0	769.634	7.274.888	24.712.899
Artigos do vestuário	147.281	0	15.540.548	0	459.000	16.146.830	21.209.831
Produtos de couro e calçados	3.511.837	0	3.092.092	0	44.248	6.648.176	7.810.123
Produtos Alimentares	17.166.103	0	79.360.637	0	5.025.151	101.551.891	141.405.473
Bebidas	400.540	0	7.819.632	0	17.568	8.237.740	13.985.006
Produtos diversos	1.429.022	0	5.752.474	1.413.258	282.572	8.877.326	16.566.882
Serviços industriais de utilidade pública	0	0	20.618.084	0	0	20.618.084	65.090.898
Produtos da construção civil	176.230	0	0	141.947.756	0	142.123.986	157.072.404
Margem de comércio	7.990.113	0	0	0	0	7.990.113	105.340.844
Margem de transporte	2.040.968	0	31.054.523	0	0	33.095.491	68.985.459
Comunicações	54.835	0	22.664.920	0	0	22.719.755	43.888.894
Instituições Financeiras	607.722	0	17.551.320	0	0	18.159.042	80.634.291
Serviços	11.922.578	0	44.510.367	1.963.166	0	58.396.110	135.102.879
Saúde e educação mercantis	0	0	50.169.602	0	0	50.169.602	52.401.143
Aluguéis	0	0	120.464.543	0	0	120.464.543	135.738.605
Administração pública	0	209.953.033	12.765	0	0	209.965.798	209.965.798
Serv. privados não-mercantis	0	0	12.458.769	0	0	12.458.769	12.458.769
TOTAL	107.890.767	209.953.033	563.091.756	185.691.340	20.056.947	1.086.683.843	2.001.880.414

Fonte: Tabela Usos de Bens e Serviços - 2000 - Contas Nacionais do Brasil - IBGE.

Nota: Os cálculos da passagem de preço do consumidor para preço básico foram realizados pelos autores.

A regra utilizada para a regionalização da matriz é a seguinte:

Se o QL for maior ou igual a um, isto indica que a estrutura produtiva dessa atividade na região deve ser semelhante à nacional e, assim, o coeficiente técnico do Estado (r_{ij}) mantém-se igual ao do País (a_{ij}), assumindo-se que o coeficiente de importação (m_{ij}) é igual a zero.

$$QL_i \geq 1 : r_{ij} = a_{ij} \text{ e } m_{ij} = 0 \quad (5)$$

Se, no entanto, o QL for menor que um, isto aponta que a estrutura produtiva dessa atividade na região deve ser diferente da nacional, implicando, ainda, uma maior dependência desse setor da economia regional do restante do País. Neste caso, para se obter uma estimativa do coeficiente técnico para o Estado é preciso multiplicar o QL do Estado pelo coeficiente técnico do País. O coeficiente de importação é o produto de um menos o QL vezes o coeficiente técnico nacional.

$$QL_i < 1 : r_{ij} = QL_i * a_{ij} \text{ e } m_{ij} = (1 - QL_i)a_{ij} \quad (6)$$

A Tabela 3 apresenta os coeficientes locais para o Estado do Paraná. Analisando os resultados obtidos, verifica-se que os principais segmentos da economia paranaense tiveram coeficiente muito superior à unidade. Na agricultura, por exemplo, temos o trigo (104) e a soja (105), produtos em que o Estado é o maior produtor nacional. Na indústria, os segmentos ligados à agroindústria também tiveram coeficientes locais expressivos, a exemplo do caso de Óleos Vegetais em Bruto (3001). Concluída a obtenção dos resultados, verifica-se que os mesmos são consistentes com as características da economia paranaense.

Tabela 3 – Coeficientes locais do Estado do Paraná – 2000

CÓDIGO	PRODUTOS	COEFICIENTES LOCAIS
101	Café em coco	1,85
102	Cana-de-açúcar	1,59
103	Arroz em casca	0,17
104	Trigo em grão	5,73
105	Soja em grão	3,61
106	Algodão em caroço	0,73
107	Milho em grão	2,61
109	Leite natural	0,87
199	Outros produtos agropecuários	1,40
201	Minério de ferro	0,00
202	Outros minerais	0,09
301	Petróleo, gás, carvão e outros	0,01
401	Produtos minerais não-metálicos	1,22
501	Produtos siderúrgicos básicos	0,13
502	Laminados e aço	0,11
601	Produtos metalúrgicos não-ferrosos	0,01
701	Outros produtos metalúrgicos	0,35
801	Fabricação e manutenção de máquinas e equipamentos	1,19
802	Tratores e máquinas de terraplanagem	0,09
1001	Material elétrico	0,29
1101	Equipamentos eletrônicos	0,24
1201	Automóveis, caminhões e ônibus	1,12

(continua)

Tabela 3 – Coeficientes locacionais do Estado do Paraná – 2000 (continuação)

CÓDIGO	PRODUTOS	COEFICIENTES LOCACIONAIS
1301	Outros veículos e peças	0,43
1401	Madeira e mobiliário	4,78
1501	Papel, celulose, papelão e artefatos	0,90
1601	Produtos derivados da borracha	0,46
1701	Elementos químicos não petroquímicos	0,27
1702	Álcool de cana de cereais	0,69
1801	Gasolina pura, óleos combustíveis, outros produtos do refino e gasoálcool	1,06
1804	Produtos petroquímicos básicos	0,25
1805	Resinas	0,10
1901	Aubos	5,01
1902	Tintas	0,44
1903	Outros produtos químicos	1,67
2001	Produtos farmacêuticos e de perfumaria	0,14
2101	Artigos de plástico	0,28
2201	Fios têxteis naturais e tecidos naturais	0,38
2203	Fios têxteis artificiais e tecidos artificiais	0,09
2205	Outros produtos têxteis	0,27
2301	Artigos do vestuário	0,04
2401	Produtos de couro e calçados	0,07
2501	Produtos do café	0,90
2601	Arroz beneficiado	0,44
2602	Farinha de trigo	2,80
2603	Outros produtos vegetais beneficiados	1,43
2701	Carne bovina	1,31
2702	Carne de aves abatidas	2,65
2801	Leite beneficiado e outros laticínios	1,32
2901	Açúcar	0,57
3001	Óleos vegetais em bruto	8,64
3002	Óleos vegetais refinados	1,60
3101	Outros produtos alimentares inclusive rações	1,58
3102	Bebidas	1,30
3201	Produtos diversos	0,33
3301	Serviços industriais de utilidade pública	1,39
3401	Produtos da construção civil	1,24
3501	Margem de comércio	1,35
3601	Margem de transporte	1,11
3701	Comunicações	0,90
3802	Serviços financeiros	0,91
3901	Serviços	0,22
3903	Saúde e educação mercantis	0,70
4101	Aluguel de imóveis	1,14
4201	Administração pública	0,79
4301	Serviços privados não-mercantis	1,07

Fonte: Os autores.

Nota: Os Coeficientes Locacionais foram calculados a partir do valor bruto da produção das Contas Nacionais e Regionais divulgado pelo IBGE.

De posse dos resultados obtidos, multiplica-se a matriz diagonal dos quocientes locais do Estado [$\text{diag}(\text{QL}_i)$] pela matriz de coeficientes técnicos de insumos domésticos da matriz brasileira (matriz B), para obter a matriz de coeficientes de insumos domésticos regional B^{pr} :

$$B^{\text{pr}} = \text{QL}^{\text{pr}} B \quad (7)$$

onde:

$$\text{QL}^{\text{pr}} = \text{diag}(\text{QL}_i)$$

O passo seguinte consiste em multiplicar a matriz de participação de mercado do Brasil D pela matriz diagonal do valor bruto da produção estadual por produto $\text{diag}(\mathbf{q})^{\text{pr}}$ para obter a matriz de produção setorial dos produtos e serviços do Paraná V^{pr} :

$$V^{\text{pr}} = D \mathbf{q}^{\text{pr}} \quad (8)$$

onde:

$$\mathbf{q}^{\text{pr}} = \text{diag}(\mathbf{q})^{\text{pr}}$$

Para obter a matriz de uso setorial dos produtos e serviços do Estado do Paraná U^{pr} multiplica-se a matriz de coeficientes técnicos de insumos intermediários domésticos do Paraná B^{pr} , equação (7), pela matriz diagonal do valor bruto da produção por atividade do Paraná $\text{diag}(\mathbf{g})$:

$$U^{\text{pr}} = B^{\text{pr}} \mathbf{g}^{\text{pr}} \quad (9)$$

onde:

$$\mathbf{g}^{\text{pr}} = \text{diag}(\mathbf{g})$$

Multiplicando-se agora a matriz de participação setorial da produção regional D^{pr} pela matriz de coeficientes técnicos de insumos domésticos regional B^{pr} , tem-se a matriz de coeficientes técnicos diretos por atividades A_s^{pr} :

$$A_s^{\text{pr}} = D^{\text{pr}} B^{\text{pr}} \quad (10)$$

Ou, ainda, obtém-se a matriz de coeficientes técnicos diretos por produtos A_p^{pr} se:

$$A_p^{\text{pr}} = B^{\text{pr}} D^{\text{pr}} \quad (11)$$

A matriz de impacto total ou inversa de Leontief regional por atividades R_s^{pr} é calculada por:

$$R_s^{\text{pr}} = (I - A_s^{\text{pr}})^{-1} \quad (12)$$

e a matriz de impacto total ou inversa de Leontief regional por produtos R_p^{pr} é obtida:

$$R_p^{\text{pr}} = (I - A_p^{\text{pr}})^{-1} \quad (13)$$

A partir do modelo de relações intersetoriais regional calcula-se, por diferença, a demanda final do Paraná por atividades ou produtos, aplicando-se as seguintes fórmulas:

$$g^{pr} = A_s^{pr} g^{pr} + F_s^{pr} \quad (14)$$

$$F_s^{pr} = g^{pr} - W_s^{pr} \quad (15)$$

$$F_p^{pr} = D^{-1} (g^{pr} - W_s^{pr}) \quad (16)$$

onde:

g^{pr} = vetor do valor bruto da produção do Paraná

$W_s^{pr} = (A_s^{pr} g^{pr})$ é a matriz de transações monetárias intersetoriais do Paraná

$F_s = D F_p$ é o vetor da demanda final por atividades do Paraná

$F_p = D^{-1} F_s$ é o vetor da demanda final por produtos do Paraná

Dessa maneira, chega-se à MRI regionalizada. Esta, porém, apresenta somente o total da demanda final, sendo muito conveniente a sua desagregação. Para tanto, segue-se a descrição do procedimento utilizado para esse fim. O valor do consumo do governo foi retirado diretamente das contas regionais, considerando-se que toda a produção do setor público é destinada à demanda final. A fonte para o valor das exportações do Paraná para o exterior é o Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via internet, denominado ALICE-Web, da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Mdic), publicado pelo Iparde. (*Análise Conjuntural*, v. 23, n. 1, jan./fev. 2001). A fonte das vendas para o restante do Brasil é a Secretaria da Fazenda do Paraná, por meio da declaração do comércio por vias internas. O maior desafio encontrado, em decorrência da não disponibilidade de dados apropriados, foi estimar o valor do investimento e o consumo das famílias. Para tanto, considerou-se como formação bruta de capital fixo do setor construção civil o valor direto obtido nas contas regionais, e utilizou-se a proporção do Brasil para estimar o valor da formação bruta de capital. Este mesmo procedimento foi empregado para estimar o consumo das famílias e, por exclusão, o resíduo foi atribuído à variação de estoque.

3 TABELAS BÁSICAS DE INSUMO-PRODUTO PARA A ECONOMIA DO PARANÁ, 2000

As tabelas cujos títulos e conteúdos são descritos a seguir compõem a matriz de insumo-produto paranaense.²

Tabela 4 – Recursos de bens e serviços do Paraná, 2000 – Apresenta o valor da produção, a preço aproximadamente básico. Ao longo da linha tem-se a procedência por atividade, de cada produto, sendo a última coluna o total da produção por atividades. Ao longo da coluna lê-se a produção por produto de uma atividade, sendo a última linha o total da produção por produto.

Tabela 5 – Oferta e demanda da produção a preço básico do Paraná, 2000 – Apresenta, na linha, o destino da produção. Nas colunas tem-se a estrutura de custo das atividades. Apresenta também o total da demanda final e o valor da produção por produto.

² Para obter o conjunto de tabelas da matriz paranaense, desagregadas, basta solicitá-las aos autores pelos e-mails constantes no início deste artigo.

Tabela 6 – Matriz dos coeficientes técnicos dos insumos (Matriz B) do Paraná, 2000 – Os elementos dessa matriz fornecem, para cada atividade, os coeficientes de insumos por unidade de valor de produção por atividade. É calculada pela divisão dos insumos pelo valor da produção por atividade.

Tabela 7 – Matriz de participação setorial na produção de produtos regionais do (Matriz D - Market Share) Paraná, 2000 – É resultante da aplicação da hipótese de *market-share*. Os valores são obtidos por meio da divisão do total de cada produto pela produção desse mesmo produto em cada uma das atividades. Indica, portanto, a origem setorial da produção dos vários produtos e serviços.

Tabela 8 – Matriz dos coeficientes técnicos intersetoriais (Matriz D x Matriz B) do Paraná, 2000 – Esta matriz é construída a partir da adoção das hipóteses da “tecnologia de indústria” e *market-share*, resultado da multiplicação da matriz D com a matriz B.

Tabela 9 – Matriz de impacto intersetorial (Matriz de Leontief) – Paraná, 2000 – Cada coeficiente dessa matriz indica o aumento de produção da atividade na linha necessário para atender a um aumento de uma unidade monetária na demanda final da atividade indicada na coluna.

4 DETERMINAÇÃO DOS SETORES-CHAVE DA ECONOMIA PARANAENSE

Por meio da matriz é possível identificar quais são os setores-chave da economia paranaense. Primeiramente, é necessário obter os índices de ligação para frente e para trás. Os índices levam em conta os efeitos diretos e indiretos decorrentes da expansão dos setores econômicos da economia regional; utiliza-se a matriz inversa de Leontief.

Contribuição notória com relação à análise dos encadeamentos para frente e para trás, como destaca Haddad *et al.* (1989), é a referente à proposta do economista Rasmussen, que desenvolveu os conceitos de *backward linkage effect* e *forward linkage effect* para identificar os efeitos de encadeamento para frente e para trás.

O encadeamento para trás do setor j é definido pela seguinte equação:

$$Y.j = \left((1/n) \sum r_{ij} / (1/n^2) \sum \sum r_{ij} \right) \quad (17)$$

onde r_{ij} é o elemento da matriz inversa e n o número de atividades, correspondendo à divisão da média setorial da coluna j pela média de todos os setores da economia. Se o resultado for superior a 1, o setor gera efeitos para trás acima da média da economia.

O encadeamento para frente do setor j é definido pela seguinte equação:

$$Y.j = \left((1/n) \sum r_{ij} / (1/n^2) \sum \sum r_{ij} \right) \quad (18)$$

onde r_{ij} é o elemento da matriz inversa e n o número de atividades, correspondendo à divisão da média setorial da linha i pela média de todos os setores da economia. Se o resultado for superior a 1, o setor gera efeitos para frente acima da média da economia.

Os índices de ligações para trás e para frente de Rasmussen/Hirschman foram calculados para todas as atividades da matriz de contabilidade social do Paraná, o que possibilitou identificar a participação da Indústria de Papel e Gráfica e de Madeira e Mobiliário dentro do cenário da economia paranaense para 1998.

A Tabela 10 apresenta os índices de ligações da economia paranaense para 2000. Quando analisado o encadeamento para frente, ou seja, a venda de insumo, nota-se que o comércio (35) e a agropecuária (1) superam as demais atividades, classificando-se na primeira e segunda posições. Assim, o comércio e a agropecuária são demandados 4,15 e 3,40 vezes à média da economia por se-

tores compradores de seus produtos. Já os resultados para os índices de ligação para frente apresentam, dentre as cinco primeiras colocadas, quatro atividades que fazem parte da agroindústria, que são fortes compradoras da agropecuária: Abate de Animais (27), Indústria do Café (25), Fabricação de Óleos Vegetais (30), Resfriamento e Preparação de Leite e Laticínios (28) e Indústria de Papel e Gráfica (15).

Tabela 10 – índice de ligações de Hirschaman-Rasmussen – Paraná – 2000

CÓDIGO	ATIVIDADE	ÍNDICE PARA	ORDEM	ÍNDICE PARA	ORDEM
		TRÁS		FRENTE	
01	Agropecuária	0,97	21	3,40	2
02	Extrativa mineral (exceto combustíveis)	1,09	12	0,63	36
03	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	0,76	38	0,62	40
04	Fabricação de minerais não-metálicos	1,09	13	0,92	12
05	Siderurgia	0,87	29	0,71	29
06	Metalurgia dos não-ferrosos	0,85	31	0,63	38
07	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	0,86	30	0,82	17
08	Fabricação e manutenção de máquinas e tratores	0,87	28	1,05	9
10	Fabricação de aparelhos e equipamentos de material elétrico	1,00	18	0,67	31
11	Fabr. de aparelhos e equipamentos de material eletrônico	0,89	27	0,64	33
12	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	1,00	19	0,64	35
13	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios	0,91	25	0,75	23
14	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e mobiliário	1,15	10	0,77	19
15	Indústria de papel e gráfica	1,25	5	1,27	6
16	Indústria da borracha	0,96	23	0,75	22
17	Fabricação de elementos químicos não-petroquímicos	1,02	17	0,87	15
18	Refino de petróleo e indústria petroquímica	0,85	33	1,84	3
19	Fabricação de produtos químicos diversos	1,00	20	1,26	7
20	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	1,15	9	0,64	34
21	Indústria de transformação de material plástico	0,89	26	0,70	30
22	Indústria têxtil	1,11	11	0,77	18
23	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	0,82	35	0,62	39
24	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	1,07	15	0,63	37
25	Indústria do café	1,40	2	0,74	25
26	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	1,18	8	0,76	21
27	Abate e preparação de carnes	1,47	1	0,75	24
28	Resfriamento e preparação do leite e laticínios	1,32	4	0,74	26
29	Indústria do açúcar	1,19	7	0,74	27
30	Fabr. e refino de óleos vegetais e de gorduras para aliment.	1,40	3	0,88	13
31	Outras indústrias alimentares e de bebidas	1,24	6	0,83	16
32	Indústrias diversas	0,96	22	0,65	32
33	Serviços industriais de utilidade pública	0,95	24	1,68	4
34	Construção civil	0,84	34	0,76	20
35	Comércio	1,09	14	4,15	1
36	Transporte	1,03	16	1,46	5
37	Comunicações	0,80	36	1,03	10
38	Instituições financeiras	0,76	39	1,07	8
39	Serviços	0,85	32	0,87	14
41	Aluguel de imóveis	0,65	41	0,95	11
42	Administração pública	0,77	37	0,73	28
43	Serviços privados não-mercantis	0,67	40	0,62	41

Fonte: Matriz de Insumo-Produto do Paraná - 2000

Nota: Cálculo realizado pelos autores.

Para a definição dos setores-chave da economia paranaense adotamos a metodologia utilizada por Guilhoto (2000), que considera como setor-chave as atividades que possuem índices para trás e para frente superiores a 1. Segundo o autor, se fosse adotado um conceito menos limitativo, em que os setores que tivessem índices para frente ou para trás superiores a 1 seriam setores-chave, correr-se-ia o risco de essa classificação ser demasiadamente extensa. Assim, utilizando os dados da Tabela 10, temos como setores-chave as seguintes atividades: Indústria de Papel e Gráfica (15), Fabricação de Produtos Químicos Diversos (19), Comércio (35) e Transportes (36). O que chamou atenção no resultado foi a ausência do agronegócio como setor-chave. As atividades industriais do agronegócio são grandes demandantes de insumos; em outras palavras, têm um alto encadeamento para trás. Mas como o destino da sua produção é quase, em sua totalidade, para demanda final, gerando, por conseguinte, pouco encadeamento para frente, isto resulta num baixo índice de encadeamento para frente, não podendo ser considerado como setores-chaves.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Não obstante os diversos usos potenciais que a matriz de relações intersetoriais do Paraná – 2000 apresenta, especialmente para usos acadêmicos, por uma questão de ética na investigação é um dever destacar sua limitação. Tal limitação advém do fato de se utilizar procedimentos de ajustes (método QL) para a transformação dos coeficientes técnicos nacionais em regionais, procedimentos estes que não permitem conhecer os eventuais desvios. O tratamento adequado seria a construção de uma matriz com base em levantamento de dados primários, tal como a realizada pelo IBGE até a MRI de 1985. Atualmente, porém, o próprio IBGE tem substituído os censos econômicos por novos levantamentos, como a Pesquisa Anual do Comércio e a Pesquisa Industrial Anual. Estas serão utilizadas para a construção de um novo ano base para as contas nacionais e regionais. Uma nova leitura dessas pesquisas, juntamente com o censo demográfico de 2000, pode oferecer a oportunidade para a construção de uma MRI regional confiável, que poderá ser atualizada por meio de ajustes anuais. Essa oportunidade parece estar prestes a acontecer no Paraná, depois de diversas tentativas frustradas durante décadas, especialmente agora que os poucos docentes e técnicos envolvidos com o tema estão se aglutinando, faltando apenas viabilizar os recursos financeiros. Assim sendo, será possível a realização dos mais diversos estudos, que além de confiáveis, serão passíveis de uso para tomadas de decisão.

REFERÊNCIAS

- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. *Matriz de insumo-produto: Brasil 1980*. Rio de Janeiro: IBGE, 1989.
- _____. *Sistema de contas nacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.
- _____. *Contas regionais do Brasil: 2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.
- Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social - IPARDES. *Base industrial: matriz de insumo-produto do Paraná - 1970*. Curitiba: IPARDES, 1976.
- _____. *Matriz de insumo-produto do Paraná: 1990 e 1995*. Curitiba: IPARDES, 2000.
- _____. *Análise Conjuntural*. Curitiba: IPARDES, v. 23, n. 1, jan./fev. 2001.
- Feijó, C.; Ramos, R.; Young, C.; Lima, F.; Galvão, O. *Contabilidade social: o novo sistema de contas nacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: Campus, 2001.

- Guilhoto, J. J. M.; Sesso Filho, U. A.; Lopes, R. L.; Hilgemberg, C. M. A. T.; Hilgemberg, E. M. Nota metodológica: construção da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais. *Anais do II Encontro de Estudos Regionais e Urbanos*. São Paulo, 25 a 26 de outubro, 2002. CD-ROM.
- Guilhoto, Joaquim José Martins; Furtuoso, Maria Cristina Ortiz; Barros, Geraldo Sant'ana de Camargo. *O agronegócio na economia brasileira - 1994-1999*. Piracicaba: CNA - Confederação Nacional da Agricultura – Meios Magnéticos, setembro 2000.
- Haddad, Paulo Roberto (org.). *Economia regional: teorias e métodos de análise*. Fortaleza: BNB, ETEBE, 1989.
- Kureski, Ricardo. *Análise das relações intersetoriais do complexo industrial da madeira do Paraná – 1985-1999*. Dissertação (Mestrado em Economia e Política Florestal) – Centro de Ciências Florestais e da Madeira, UFPR, Curitiba.
- Leão, A. S. C.; Silva, C. R.; Giestas, E.; Nóbrega, J. Matriz de insumo-produto do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Fundação Getúlio Vargas, v. 27, n. 3, p. 3-10, jul./set. 1973.
- Lott, Rossana Rodrigues. *Cooperativas agropecuárias e relações intersetoriais na economia paranaense: uma análise de insumo-produto*. 2000. Tese (Doutorado) - ESALQ, Piracicaba USP.
- Lu, Martin. *Montagem de matrizes de relações interindustriais nacionais a partir de dados fiscais e suas desagregações regionais*. São Paulo: FIPE/IPEA/BID, 1979. (Relatório de pesquisa).
- Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Secretaria de Comércio Exterior (SECEX)*. <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>
- Moretto, Antonio Carlos. *Relações intersetoriais e inter-regionais na economia paranaense em 1995*. 2000. Tese (Doutorado) - ESALQ, USP, Piracicaba.
- Rijckeghem, W. Van. *Tabela de insumo-produto – Brasil, 1959*. Brasil: IPEA, 1967.

EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS E ÍNDICES DE CREDIBILIDADE NAS METAS DE INFLAÇÃO: QUANDO O FORMALISMO ESCONDE FRAQUEZAS E ERROS*

João Sicsú[§]

1 – Recentemente publiquei neste periódico o artigo intitulado “Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas de Inflação: uma análise do caso brasileiro” (ver Sicsú, 2002), em que apresentei um índice para medir quanto o mercado acredita que as metas de inflação perseguidas pelo Banco Central do Brasil serão alcançadas. Batizei este índice de **índice de credibilidade** nas metas de inflação. Mendonça (2003), neste mesmo periódico, apresentou “...uma versão revisada desse índice...” (p. 731) já que, segundo o autor, “... o limite inferior [do meu índice] mostra-se inadequado para sua aplicabilidade em análises futuras envolvendo variáveis macroeconômicas.” (p. 731). Embora Mendonça não explique exatamente a tal inadequação,¹ continua:

“Com o objetivo de eliminar a imprecisão mencionada e atender à definição de credibilidade da política monetária feita por Cukierman e Meltzer – “the absolute value of the difference between the policymaker’s plan and the public’s beliefs about those plans” - foi elaborado um índice de credibilidade (IC) da política monetária que leva em conta os desvios da inflação esperada em relação à meta central de inflação, mas que se encontra normalizado entre 0 e 1.” (p. 371).

Contudo, o índice apresentado por Mendonça (2003) não está bem especificado, contém alguns erros, fraquezas e reduz drasticamente a quantidade de informações em relação ao índice que apresentei.

2 – O índice que apresentei é o seguinte:

$$i_t^c = 100 - \left\{ \frac{|P_t^e - M_a^c| * 100}{mT} \right\}$$

Em que P_t^e é a expectativa do mercado de variação anual do IPCA em um determinado dia t , M^c é o centro da meta de inflação estabelecida para o ano, e mT , o denominador, é a margem de tolerância para cima ou para baixo (que foi 2% entre 1999-2002 e 2,5% em 2004) da meta de variação do IPCA estabelecida para o ano. Mendonça (2003) apresentou o seguinte índice revisado:

* Agradeço a leitura e comentários feitos pelo colega Marcelo Resende a esta nota. Como é de praxe, cabe eximi-lo de qualquer responsabilidade sobre o texto final. Agradeço ainda o apoio da Faperj, CNPq e Pronex (MVT-Faperj).

§ Professor Adjunto do Instituto de Economia da UFRJ.

1 Talvez o meu índice seja, na avaliação de Mendonça, inadequado para ser utilizado por alguma técnica estatística que necessita que os valores estejam normalizados no intervalo 0 a 1.

$$\begin{aligned}
 \text{IC} &= 1 && \text{se } E(\pi) = \pi_t \\
 \text{IC} &= 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} - [E(\pi) - \pi_t] && \text{se } \pi_{iMIN}^* < E(\pi) < \pi_{iMAX}^* \\
 \text{IC} &= 0 && \text{se } E(\pi) \geq \pi_{iMAX}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{iMIN}^*
 \end{aligned}$$

Em que $E(\pi)$ é a inflação esperada, π_t é o centro da meta perseguida pelo Banco Central e π_t^* representa os limites máximo e mínimo estabelecidos para cada ano.

3 – O formalismo na apresentação de Mendonça (2003) induz o leitor menos cuidadoso a pensar que o seu índice traz alguma novidade substancial e mais informações para o problema que tentei mensurar com uma mera fração. De fato, o elegante, mas simples, formalismo de Mendonça esconde a falta de originalidade do seu índice, esconde a menor quantidade de informação que traz e, por último, esconde a sua imprecisão. O índice de Mendonça contém erros e fraquezas. O primeiro erro é que o seu índice assume valor zero para duas situações absolutamente distintas: se o mercado acredita que a meta será cumprida e se o mercado não acredita que a meta será cumprida. Por exemplo, se o mercado acredita que a meta será cumprida exatamente no seu limite superior (ou inferior) e se o mercado acredita que a meta não será cumprida o índice de Mendonça é zero. Nas palavras do autor “... o índice de credibilidade apresenta valor entre 0 e 1 estritamente se a inflação esperada encontra-se dentro dos limites máximo e mínimo estabelecidos para cada ano e assume valor zero quando a inflação ultrapassa um desses limites.” (p. 372). Pergunto: quando o seu índice é zero, afinal como devo interpretá-lo? As metas são críveis neste caso ou não são?

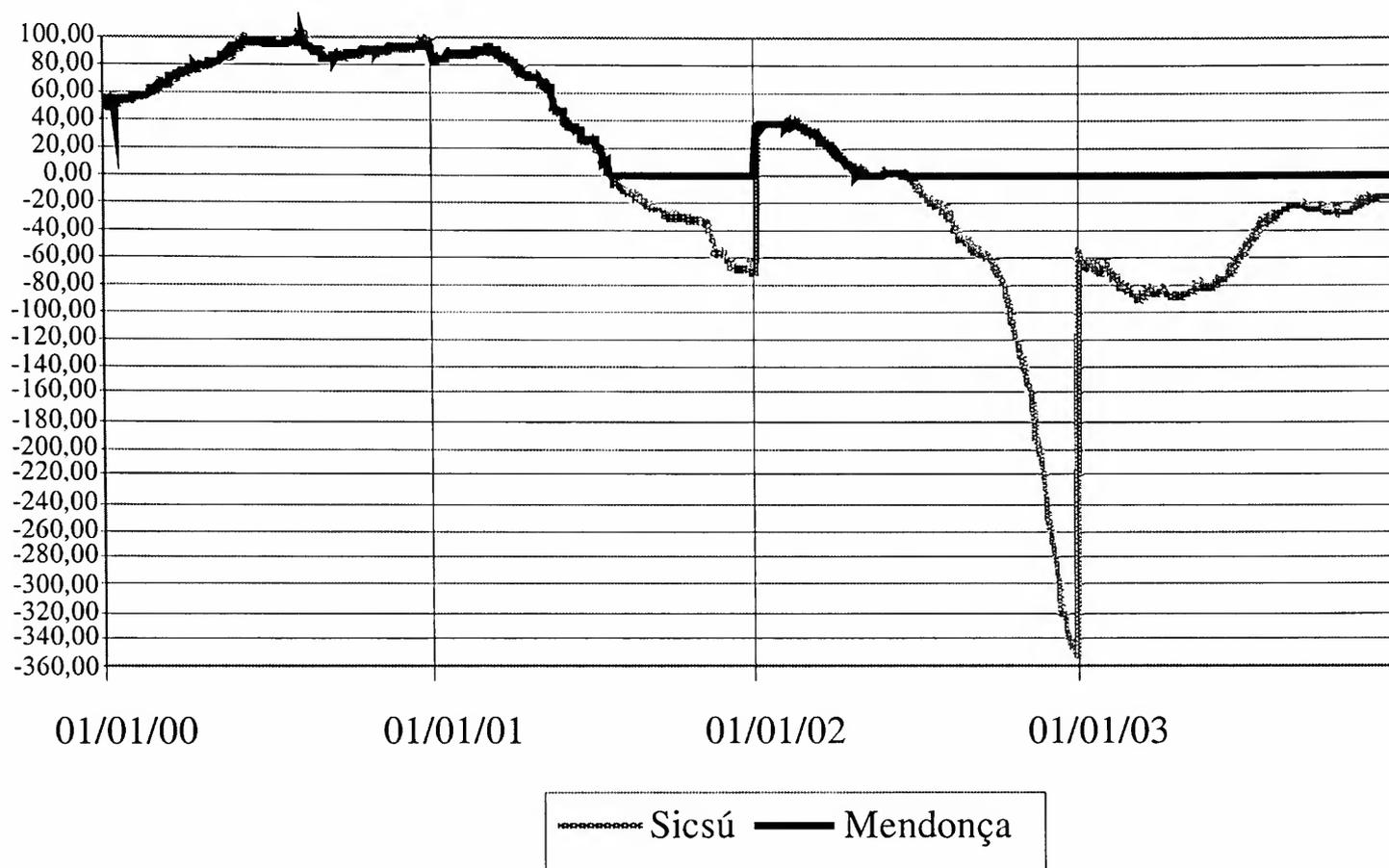
4 – O índice contém ainda um outro erro, embora analiticamente menos relevante. No cálculo do índice para a situação em que $\pi_{iMIN}^* < E(\pi) < \pi_{iMAX}^*$ não é dito qual π_t^* (o de mínimo ou o de máximo) deve ser utilizado na fração $1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} - [E(\pi) - \pi_t]$. Se Mendonça não especifica qual π_t^* deve ser utilizado, então deveria indicar que o valor da sua fração deve ser em **módulo**. Sem uma destas especificações (módulo, π_{iMAX}^* ou π_{iMIN}^*), o índice pode não variar somente entre 0 e 1 como deseja Mendonça, mas sim entre -1 e 1. Ademais, o índice possui uma fraqueza que não é irrelevante: assume o valor zero para qualquer situação em que as expectativas estão fora do intervalo perseguido pelo Banco Central. Entretanto, são situações qualitativamente diferentes aquelas em que o mercado acredita que a meta não será cumprida por **pouco** (como aconteceu ao final do ano de 2003) e aquelas em que o mercado acredita que o Banco Central está **muito longe** de alcançar a meta (como aconteceu a partir de meados de 2002). O índice de Mendonça é indiscutivelmente menos informativo.

5 – O índice de Mendonça, exceto em suas novidades que são incorretas ou fracas, guarda um elevado grau de similaridade com o índice que apresentei, tal como reconhece o autor quando afirmou que a idéia que forma a base do meu índice é “correta” (p. 731). A diferença é que o seu índice varia entre 0 e 1 e o meu varia entre 100 e $-\infty$. Fazendo o seu índice variar entre 0 e 100 (basta multiplicar o valores que encontrou por 100), pode-se plotar no Gráfico 1 os dois índices.² Para todos os valores superiores a zero, os índices são coincidentes (não há, portanto, qualquer originalidade no índice de Mendonça). A fraqueza maior do seu índice é que desconsidera informações. Por exemplo, no meu índice é possível observar que a credibilidade nas metas de inflação é cada vez menor a partir de meados dos anos 2001 e 2002. Pelo índice de Mendonça, não se sabe exata-

2 Calculei, no meu artigo de 2002, o índice de credibilidade para o período janeiro de 2000 a abril de 2002. Mendonça, no artigo de 2003, calculou o seu índice de credibilidade para o período janeiro de 2000 a novembro de 2002.

mente o que está acontecendo com a real trajetória do índice de credibilidade quando assume valor igual a zero. Este valor zero do índice de Mendonça deixa o analista cego. Nesta situação, não se sabe se o mercado está aumentando ou diminuindo a sua crença de que a meta perseguida será alcançada. Para o ano de 2003, a única informação que o índice de Mendonça possui para todos os pontos é a mesma (zero). Pelo meu índice, pode-se observar um importante movimento ascendente indicando que o mercado avalia que as metas não serão alcançadas por pouco (em outras palavras, as expectativas estão convergindo em direção à meta perseguida).³

Gráfico 1 - Índices de credibilidade nas metas de inflação de 200 a 2003



6 – Por último, gostaria de afirmar que o índice que elaborei não está vinculado a nenhuma visão teórica do problema relacionado com regimes monetários. O índice que elaborei busca quantificar uma questão relevante e essencialmente empírica: **quanto** o mercado acredita que a meta perseguida pelo Banco Central do Brasil pode ser alcançada. Com este índice, não objetivei contestar ou contribuir para o aperfeiçoamento do regime de metas de inflação. Minha posição de rejeição à teoria econômica convencional e, particularmente, ao regime de metas de inflação está indicada em outros artigos (ver, por exemplo, Sicsú 2001 e 2002b). Sem fazer qualquer juízo de valor, é muito importante destacar que Mendonça revisou o meu índice com o objetivo de incorporá-lo à teoria convencional e contribuir com o aperfeiçoamento do regime de metas de inflação brasileiro. O índice de Mendonça serviu, em primeiro lugar, para atender às suas vontades particulares de utilização de certos métodos estatísticos (dada a fraqueza do índice, qualquer resultado sugerido

³ Inicialmente, a meta para o ano de 2003 era 3,25% (com margem de tolerância de 2% para cima ou para baixo – Resolução 2.842 de 21-06-2001 do BCB, disponível no *site* da instituição). Posteriormente, foi alterada para 4% (com margem de tolerância de 2,5% para cima ou para baixo – Resolução 2.972 de 27-06-2002 do BCB, também disponível). Finalmente, foi alterada para uma meta-teto, 8,5% foi o limite máximo estabelecido. Esta foi chamada de *meta ajustada*. Para o cálculo do índice de credibilidade em 2003 utilizei a meta de 4% com margem de tolerância de 4,5% para cima – o que pode ser considerado equivalente a uma meta máxima de 8,5%.

por tais técnicas estatísticas deve ser observado com muitas reservas); em segundo lugar, para atender à definição de credibilidade da política monetária feita por Cukiermam e Meltzer e, em terceiro lugar, para formular a sua conclusão de que “*é importante que esta âncora nominal [o regime de metas] sofra as devidas alterações de forma que o Banco Central do Brasil recupere sua reputação no controle da inflação para que possa obter credibilidade.*” (2003, p. 741).

Para finalizar, não posso deixar de registrar que vejo com alguma satisfação que o **empobrecimento** de minhas formulações seja útil a teorias e arranjos monetários que rejeito – porque quando são aplicados não controlam a inflação de forma adequada, mas, principalmente, porque geram desemprego.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Mendonça, H.F. Credibilidade das metas de inflação: uma análise aplicada ao caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 7, n. 4, p. 729-742, set./dez. 2003.
- Sicsú, J. Credible monetary policy: a Post Keynesian approach. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 23, n. 4, p. 669-687. 2001.
- _____. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 703-711, set./dez. 2002a.
- _____. Teoria e evidências do regime de metas inflacionárias. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 1, p. 23-33, 2002b.

SOBRE A MENSURAÇÃO DA CREDIBILIDADE DAS METAS PARA INFLAÇÃO

Helder Ferreira de Mendonça[§]

“words matching deeds: a central bank is credible if people believe it will do what it says.”
(Blinder, 1999)

Esta nota tem como objetivo principal fazer uma contra-réplica aos comentários feitos por Sicsú (2004) ao meu artigo intitulado "Credibilidade das Metas de Inflação: uma análise aplicada ao caso brasileiro", que fora publicado na revista *Economia Aplicada* v. 7, n. 4 (2003).

Antes de refutar os argumentos apresentados, é preciso salientar que a maioria da literatura sobre credibilidade em macroeconomia tem dado atenção especial à política monetária. Além disso, é importante esclarecer que a credibilidade do banco central e a credibilidade da política monetária não são sinônimas. Conforme apontado por Drazen (2000, p. 166):

“One meaning of policymaker credibility is that the policymaker will attempt to do exactly what he says (...), while credibility of policy could be thought of as the expectation that policy will be carried out.”

Portanto, a credibilidade do banco central aumenta a credibilidade da política monetária anunciada (probabilidade que o público atribui à política ser implementada com êxito). Todavia, no caso de o público julgar a política monetária como sendo infactível, não importa o quão crível seja o banco central. O índice desenvolvido por de Mendonça (2003) tem a preocupação de contribuir para essa literatura, fazendo uma aplicação para o caso brasileiro no período posterior à introdução ao regime de metas para inflação.

A importância do índice desenvolvido por de Mendonça (2003) é reconhecida na réplica. Basta observar que praticamente metade dela destina-se à reprodução de trechos extraídos do artigo criticado. O objetivo precípua do índice criado por Sicsú (2002) é medir a credibilidade das metas de inflação no Brasil. Sem dúvida, o esforço em tentar desenvolver um índice com essa finalidade merece consideração. Não obstante, a essência da idéia presente no índice não é original. Devo ressaltar que, muito antes de qualquer um dos artigos de sua autoria, a literatura sobre credibilidade desenvolvida a partir do estudo de Cukierman e Meltzer (1986), e ratificada por Svensson (1999), preconizava a idéia de que a credibilidade pode ser medida pela diferença entre a inflação esperada e a meta anunciada.

Ainda que a intenção de elaborar um índice para medir a credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil fosse boa, infelizmente, a dificuldade em materializar o objetivo pretendido impediu a obtenção de um resultado que fosse satisfatório. A justificativa para essa afirmação é simples. O índice em questão apresenta variação entre $]-\infty, 100]$. Em outras palavras, na análi-

[§] Professor do Departamento de Economia da UFF e Pesquisador do CNPq.

se desenvolvida existe uma credibilidade máxima que corresponde a 100%. Por outro lado, é admitida a possibilidade da ocorrência de uma credibilidade negativa infinita.

O ponto acima representa o centro do problema no índice apresentado em Sicsú (2002). É importante lembrar que o conceito de credibilidade está relacionado à idéia de confiança. Se alguém acredita totalmente que um evento irá ocorrer (no caso, obtenção das metas de inflação que foram anunciadas), o agente atribui probabilidade igual a 1. Da mesma forma, se não existe chance de ocorrência do fenômeno (as metas para inflação não serem obtidas), a probabilidade é 0. Logo, é natural que um índice criado para medir a credibilidade tenha uma escala finita e que apresente variação entre 0 e 1. Esse procedimento é usual para aqueles que acompanham a literatura sobre o assunto. Um exemplo é o índice construído por Cecchetti e Krause (2002) para medir a credibilidade do banco central.¹

A reprodução do índice elaborado por de Mendonça (2003) – apresentada no ponto 2 da réplica – é feita de forma truncada e não serve como um verdadeiro guia para que o leitor possa compreendê-lo de forma correta. Ademais, não é compreensível a pergunta formulada na réplica: “quando o seu índice é zero, afinal como devo interpretá-lo? As metas são críveis neste caso ou não são?” Acredito que o parágrafo anterior não deixe dúvidas de qual é a resposta. Quando o índice é zero, isto significa que os agentes não acreditam que a meta para inflação será cumprida. Logo, um índice zero refere-se a uma situação em que não há credibilidade.

É importante observar que o texto da réplica muda o sentido das informações contidas no artigo feito por de Mendonça (2003) para desenvolver o argumento de que o índice não estaria correto. Com essa finalidade são criadas algumas hipóteses *ad hoc*, que não se encontram no meu artigo, para que possa atingir o resultado pretendido. O principal problema apontado é que o índice desenvolvido por de Mendonça (2003) apresenta valor 0 para duas situações distintas. Trata-se de um problema fictício, pois em ambos os casos não há expectativa do público de que as metas têm alguma chance de serem alcançadas. Logo, o fato do índice ser zero, em tais circunstâncias, não representa insuficiência, mas ao contrário, revela que o índice apresentado por de Mendonça (2003) possui consistência metodológica.

Um outro ponto que merece ser destacado quanto às críticas ao meu artigo refere-se à transcrição equivocada do meu índice. A “fração” mencionada por Sicsú (2004), na verdade uma expressão, que é utilizada como base para a construção do seu argumento, é completamente distinta daquela que utilizo no meu índice. Esse erro compromete qualquer asserção extraída a partir desse ponto.

Quanto ao argumento de que haveria menos informação no meu índice, o questionamento é descabido. De acordo com a crítica, se as metas para inflação não são alcançadas isso significa uma informação importante, pois os agentes dariam uma “credibilidade negativa” para o Banco Central do Brasil (BCB) e a sua magnitude seria uma informação imprescindível para a tomada de decisão. Essa é uma idéia que causa estranheza. Não importa o quão distante (para cima ou para baixo) a inflação ficou fora dos limites estabelecidos para flutuação. O resultado não muda – não houve sucesso no alcance da meta anunciada (mesmo considerando as bandas). Portanto, o ganho de credibilidade do BCB é nulo. Em outras palavras, os agentes não atribuem uma probabilidade negativa para a meta anunciada – considerando-se agentes racionais – isso é inimaginável. O mínimo que pode ser atingido é zero – situação de total descrença na obtenção das metas.

A comparação do índice elaborado por de Mendonça (2003) com o de Sicsú (2002) não faz sentido. Apesar da aparente similaridade, o índice apresentado por de Mendonça mostra, de forma

¹ Para uma análise comparada entre o índice desenvolvido por Cecchetti e Krause (2002) e o desenvolvido por de Mendonça (2003) aplicado à realidade brasileira, ver de Mendonça (2004).

clara, os limites para ganho ou perda de credibilidade, enquanto que o índice apresentado em Sicsú (2002) não é capaz de apresentar uma escala razoável. Um exemplo disso é a situação referente aos últimos dias do ano de 2002. De acordo com aquele índice, a credibilidade seria menor que 340% (negativo). De outra forma, a chance das metas para inflação serem alcançadas seria de -340%.

Conforme reconhecido na crítica, a reprodução do índice de Mendonça (devo salientar que de uma forma diferente da original) só pôde ser checada até 1 de novembro de 2002. O cálculo feito por Sicsú (2004) para o ano de 2003 é equivocado. Na nota de rodapé 3 da crítica feita a de Mendonça (2003) é afirmado que: “*Para o cálculo do índice de credibilidade em 2003 utilizei a meta de 4% com margem de tolerância de 4,5% para cima – o que pode ser considerado equivalente a uma meta máxima de 8,5%.*” Essa estratégia adotada é imprópria, pois estabelece, sem justificativa técnica, uma meta *ad hoc*. O correto seria utilizar a meta de 4% com intervalo de tolerância de 2,5% para cima ou para baixo (Resolução 2.972 do BCB), uma vez que a meta ajustada de 8,5% não foi definida pelo Conselho Monetário Nacional, mas sim uma proposta do BCB. Diante de tais fatos, qualquer análise inferida a partir do resultado encontrado, em especial para o ano de 2003, não pode ser levada em consideração.

O argumento apresentado quanto à rejeição da teoria convencional e à discordância do regime de metas para inflação é singular. O autor da réplica não se dá conta de que sua visão em nada difere da apresentada originalmente por autores convencionais. Um exemplo de que não há distinção no âmago da questão pode ser observado com as citações abaixo em relação à idéia de como medir a credibilidade em um regime de metas para inflação.

De acordo com Svensson (1999, p. 217)

“For a central bank with an explicit inflation target, it is then natural to define credibility as private inflation expectations coinciding with the inflation target, and to let deviations of private inflation expectations from the inflation target indicate a lack of credibility information (both when inflation expectations are above and below the target).”

“(...) uma meta de inflação para um determinado período é plenamente crível se é igual à expectativa de inflação do mercado para o mesmo período, sendo o contrário verdadeiro: se a expectativa de inflação do mercado está bastante distante da meta de inflação do banco central, isto significa que tal objetivo de política econômica carece de credibilidade.” (Sicsú, 2002, p. 3)

Além da observação acima, a falta de sintonia nas idéias apresentadas na crítica pode ser atestada pelas próprias palavras de Sicsú. No artigo de 2002, o objetivo é a construção de “*um índice que mede a credibilidade das metas inflacionárias.*” (Sicsú, 2002, p. 704). Todavia, conforme apresentado no ponto 6 da crítica – “*Com este índice, não objetivei contestar ou contribuir para o aperfeiçoamento do regime de metas de inflação.*” Logo, o próprio autor reconhece que o índice elaborado não deve ser levado em conta por aqueles que se dedicam à análise do regime de metas para inflação.

O ponto crucial da análise desenvolvida por de Mendonça (2003) consistiu em analisar o quanto o anúncio da meta de inflação e as expectativas da inflação interferem na obtenção da credibilidade. Ou seja, a análise por mim efetuada teve o objetivo de contribuir, de forma efetiva, para um importante problema da realidade econômica brasileira.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Blinder, A. Central bank credibility: why do we care? How do we build it? *NBER Working Paper* 7161, June 1999.
- Cecchetti, S. G.; Krause, S. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, July-August, 2002, p. 47-59.
- Cukierman, A.; Meltzer, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, v. 54, n. 5, p. 1099-128, September 1986.
- de Mendonça, H. F. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil: uma análise a partir de dois índices. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 3 (90), julho-setembro 2004.
- _____. Credibilidade das metas de inflação: uma análise aplicada ao caso brasileiro. *Economia Aplicada*, FIPE/FEA-USP, v. 7, n. 4, p. 729-742, outubro-dezembro 2003.
- Drazen, A. *Political economy in macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press,, 2000.
- Sicsú, J. Expectativas inflacionárias e índices de credibilidade nas metas de inflação: quando o formalismo esconde fraquezas e erros. *Economia Aplicada*, v. 8, n. 4, set./dez. 2004.
- _____. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 703-711, set./dez. 2002.
- Svensson, L. How should monetary policy be conducted in an era of price stability? (in) *New Challenges for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, August 1999.

ERROS, OMISSÃO E OS PROPRIETÁRIOS DO CONCEITO DE CREDIBILIDADE

João Sicsú[§]

1 – Como afirmei no pequeno artigo intitulado “Expectativas Inflacionárias e Índices de Credibilidade nas Metas de Inflação: quando o formalismo esconde erros e fraquezas” o índice elaborado por Mendonça (2003) contém um erro aparentemente pequeno, mas que reduz drasticamente o valor do seu esforço intelectual – contudo, infelizmente este erro não foi compreendido pelo autor na nota “Sobre a Mensuração da Credibilidade das Metas de Inflação” Reconhecer um erro é um sinal de grandeza, de amadurecimento intelectual – grandes, e talvez os maiores, economistas do século passado foram capazes de reconhecer erros. J. M. Keynes e J. R. Hicks, por exemplo, reconheceram que haviam cometido erros profundos.

2 – O problema maior é, de fato, que Mendonça não compreendeu o seu erro. Se tivesse entendido, certamente haveria de reconhecê-lo, seguindo a melhor tradição da profissão. Vou tentar explicar de forma bastante clara, passo a passo, o seu erro. Mendonça elaborou um índice em que para o valor zero, “agentes racionais” (para usar os termos do autor) poderiam ter crenças basicamente opostas. Peço desculpas ao leitor, mas devo repetir as palavras de Mendonça (2003, p. 372): “... o índice de credibilidade apresenta valor entre 0 e 1 estritamente se a inflação esperada encontra-se dentro dos limites máximo e mínimo estabelecidos para cada ano e assume valor zero quando ultrapassa um desses limites.” Então, por exemplo, se as expectativas são de que a inflação ficará dentro da faixa-alvo, mas em seu limite superior – portanto, **os agentes acreditam no cumprimento da meta estabelecida** –, o índice de credibilidade de Mendonça é ZERO! Isto já seria uma enorme inconsistência. Mas, além disso, o seu índice assume **também** o valor ZERO para qualquer expectativa de inflação que está muito distante das metas estabelecidas.

3 – Este erro mencionado acima, embora pequeno, é gravíssimo. Contudo, Mendonça não reconheceu também sequer erros muito menores, como aquele em que não especifica corretamente que o resultado da sua fração deve ser dado em **módulo** – na ausência dessa especificação, seu índice poderia variar entre -1 e 1 , o que é contraditório com suas afirmações de que “... *considerando-se agentes racionais – isto é inimaginável.*” Cabe ser ressaltado que embora Mendonça tente responder a todos os demais problemas que apontei, este erro formal, esta má especificação, não é sequer mencionada na sua nota. Considero, então, que neste ponto a omissão revelou o reconhecimento implícito do erro que cometeu – o que é merecedor de elogios. Não replicarei outras questões ainda menores que Mendonça procurou dar alguma relevância. O custo de discutilas é elevado demais. Nesse sentido, opto por poupar o leitor interessado no tema.

4 – O índice que elaborei é original para o caso brasileiro. Digo isto para contestar a afirmação de Mendonça que “*a essência da idéia presente no [meu] índice não é original.*” Reafirmo, nenhum autor havia elaborado um índice e medido a credibilidade nas metas de inflação estabelecidas para o Brasil até então. A idéia de credibilidade, de fato, não é original e muito menos é propriedade da ortodoxia econômica. O conceito de credibilidade está em qualquer dicio-

§ Professor Adjunto do Instituto de Economia da UFRJ e pesquisador nível 1 do CNPq.

nário de língua, desde o nosso conhecido *Aurélio* ao famoso *The American Heritage Dictionary*. Ademais, sua aplicação à economia, em particular a assuntos referentes à política econômica, não é propriedade de A. Cukiermam ou L. Svensson, como tenta indicar Mendonça. Em texto de minha autoria (ver Sicsú, 2001) mostro que o conceito de credibilidade é compatível com a teoria econômica pós-keynesiana e que em grande medida esta idéia foi iniciada por Keynes em sua *Teoria Geral*, de 1936. Cito, a seguir, apenas um dos meus argumentos no referido artigo:

“When a monetary policy of interest rate reduction is announced by an authority with a weak reputation, it will always be considered unworkable by financial markets and entrepreneurs. It will have no credibility: authorities with poor reputation do not accomplish what they promise. Thus, the liquidity preference curve will not be shifted. There will be no changes in conventions. If, despite a context of unfavourable expectations, such a monetary policy were effectively implemented, authorities may obtain some result. The interest rate would be temporarily reduced. This is why, as Keynes explained, “the short-term rate of interest is easily controlled by the monetary authority, ... because it is not difficult to produce a conviction that its policy will not greatly change in the very near future...” (Keynes, General Theory, p. 203). However, anti-unemployment monetary policy is intended to reduce the long-term interest rate. This is the rate that encourages investment and, as Keynes stressed, “...the long-term rate may be more recalcitrant when once it has fallen to a level which, on the basis of past experience and present expectations of future monetary policy, is considered ‘unsafe’ by representative opinion.” (Keynes, General Theory, p. 203). (Sicsú, 2001, p. 684)

Em resumo, seria um erro pensar que o rico conceito de credibilidade pertence a essa ou aquela corrente de pensamento econômico. Sem dúvida, é de amplo domínio no interior da profissão e bastante intuitivo para o senso comum.

5 – Por último, gostaria de dizer que já havia reconhecido que, de fato, Mendonça desenvolveu o seu índice para contribuir com as idéias que acredita, entre elas, a eficácia e necessidade do regime de metas para manter a inflação sob controle. Não seria necessário que o autor reafirmasse sua intenção (ver o último parágrafo da sua nota). O que não deve ser feito porque não é correto é dizer que a minha “... *visão em nada difere da apresentada por autores convencionais.*” Avalio que a minha posição profissional atual me isenta da necessidade de fazer uma declaração pública de convicções ideológicas e teóricas. Penso que a maior riqueza da profissão de economista está em que nem todos nós somos (ou seremos) ortodoxos ou heterodoxos. O pluralismo é enriquecedor, é um patrimônio da nossa profissão.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Mendonça, H. F. Credibilidade das metas de inflação: uma análise aplicada ao caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 7, n. 4, p. 729-742, set./dez. 2003.
- Sicsú, J. Credible monetary policy: a Post Keynesian approach. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 23, n. 4, p. 669-687, 2001.

_____ Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 703-711, set./dez. 2002.

ORIENTAÇÃO PARA APRESENTAÇÃO DE ARTIGOS

A revista ECONOMIA APLICADA é publicada trimestralmente nos meses de março, junho, setembro e dezembro. A revista considera de interesse textos inéditos cuja análise envolva originalidade e reflexão. Os artigos enviados para a revista ECONOMIA APLICADA serão submetidos ao seu corpo de pareceristas por meio do sistema *double blind review*, ou seja, durante o processo de avaliação não é(são) revelado(s) o(s) nome(s) do(s) autor(es) aos *referees*, nem os nomes destes ao(s) autor(es). O corpo de pareceristas é constituído por professores e pesquisadores da FEA-USP e de outras instituições, brasileiras e estrangeiras.

A revista, além de artigos, terá seções reservadas a *surveys*, comunicações, resenhas e à divulgação de pesquisas, dissertações, teses, palestras e resultados de encontros que sejam relevantes para uma melhor compreensão da economia. A revista terá, ademais, uma seção denominada *Como Eu Pesquiso*, em que serão apresentados depoimentos de professores e pesquisadores sobre suas atividades de pesquisa. Serão aceitos para publicação artigos em português, inglês, espanhol e francês.

Os artigos deverão obedecer ao seguinte padrão:

- Extensão máxima de 25 páginas (página de 33 linhas e linha de 70 toques);
- Apresentação de um resumo de, no máximo, 150 palavras e de 3 a 5 palavras-chave, ambos em inglês e português, JEL Classification em dois dígitos;
- Notas colocadas no rodapé de cada página;
- Simples referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;
- Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);
- Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em word 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



ECONOMIA APLICADA

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP and FEA of the University of São Paulo and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation).

Articles and other text material published in the Brazilian Journal of Applied Economics are the sole responsibility of the authors. They represent the opinions of the authors and should not be construed to reflect the opinions of the Editors, the University of São Paulo or the Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIPE.

The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico.

This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM.

EDITORES

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br), Maria Dolores Montoya Diaz (madmdiaz@usp.br), Eliezer Martins Diniz (elmdiniz@usp.br)

EDITORIAL BOARD

Affonso Celso Pastore (USP), Antônio Barros de Castro (UFRJ), Cássio F. Camargo Rolim (UFPR), Cláudio Monteiro Considera (UFF), Clélio Campolina Diniz (CEDEPLAR), Denisard C. de Oliveira Alves (USP), Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando de Holanda Barbosa (FGV-UFF), Geoffrey J. D. Hewings (University of Illinois), Geraldo Sant'ana de Camargo Barros (ESALQ/USP), Gustavo Maia Gomes (IPEA), José Marcelino da Costa (NAEA/PA), José A. Scheinkman (Princeton University), Marcelo Portugal (UFRGS), Maria José Willumsen (Flórida International University), Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ), Mário Luiz Possas (UFRJ), Paulo César Coutinho (UnB), Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP), Pierre Perron (Boston University), Pedro Cezar Dutra Fonseca (UFRGS), Ricardo R. Araújo Lima (UnB), Robert E. Evenson (Yale University), Roberto Smith (UFCE), Rodolfo Hoffmann (ESALQ/USP), Rogério Studart (UFRJ), Russell E. Smith (Washburn University), Sérgio Werlang (FGV/RJ), Tomás Málaga (FGV/SP), Victor Bulmer-Thomas (University of London), Werner Baer (University of Illinois), Wilson Suzigan (Unicamp).

Secretary: Rute Neves • **Sales and Delivery:** Maria de Jesus Antunes Soares • **Editing:** Eny Elza Ceotto (Portuguese) • **Editorial Design:** Sandra Vilas Boas

MAILING ADDRESS

Revista de Economia Aplicada • Depto. de Economia FEA/USP • FIPE Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas: Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II Depart. de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-010 • Phone: (55-11) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (55-11) 3091-6073 • E-mail: reve-cap@usp.br •

SUBSCRIPTIONS FOR DELIVERY OUTSIDE BRAZIL

• Individuals - US\$ 80,00 • Institutions - US\$ 100,00 (air mail included)
Annual subscription: 4 numbers
Individual issues can also be purchased at the above address.

CONTENTS

PAPERS

- THE ENVIRONMENTAL IMPACT OF BRAZIL'S INDUSTRY UNDER FTAA
Ronaldo Seroa da Motta 5
- ANALYZING THE USE OF GENERALIZED HYPERBOLIC DISTRIBUTIONS TO VALUE
at risk calculations
José Santiago Fajardo Barbachan, Aquiles Rocha de Farias, José Renato Haas Ornelas 25
- THE SPATIAL PATTERN OF CRIME IN MINAS GERAIS: AN EXPLORATORY ANALYSIS
Eduardo Simões de Almeida, Eduardo Amaral Haddad, Geoffrey J. D. Hewings 39
- A WELFARE-BASED ANALYSIS OF EXCHANGE RATE REGIMES FOR MERCOSUR
Divanildo Triches. 57
- THEORY AND EVIDENCE ON REAL EXCHANGE RATES: THE BRAZILIAN CASE
Ailton Braga 77
- INTEREST RATE PARITIES (FX) IN EMERGING MARKETS
Joe Akira Yoshino, Silvio Ricardo Micheloto 103
- A METHOD TO OBTAIN THE PARANA STATE INPUT-OUTPUT MATRIX FOR THE
YEAR 2000
Ricardo Kureski, Blas Caballero 121

DEBATE

- INFLATIONARY EXPECTATIONS AND CREDIBILITY INDEXES TO INFLATION TARGETS:
WHEN FORMALISM HIDES WEAKNESSES AND ERRORS
João Sicsú 139
- ON THE MEASUREMENT OF THE CREDIBILITY OF INFLATION TARGETS
Helder Ferreira de Mendonça 143
- ERRORS, OMISSION AND THE OWNERS OF THE CONCEPT OF CREDIBILITY
João Sicsú 147

PAPERS

THE ENVIRONMENTAL IMPACT OF BRAZIL'S INDUSTRY UNDER FTAA
Ronaldo Seroa da Motta

ANALYZING THE USE OF GENERALIZED HYPERBOLIC DISTRIBUTIONS TO VALUE
AT RISK CALCULATIONS
José Santiago Fajardo Barbachan, Aquiles Rocha de Farias, José Renato Haas Ornelas

THE SPATIAL PATTERN OF CRIME IN MINAS GERAIS: AN EXPLORATORY ANALYSIS
Eduardo Simões de Almeida, Eduardo Amaral Haddad, Geoffrey J. D. Hewings

A WELFARE-BASED ANALYSIS OF EXCHANGE RATE REGIMES FOR MERCOSUR
Divanildo Triches

THEORY AND EVIDENCE ON REAL EXCHANGE RATES: THE BRAZILIAN CASE
Ailton Braga

INTEREST RATE PARITIES (FX) IN EMERGING MARKETS
Joe Akira Yoshino, Silvio Ricardo Micheloto

A METHOD TO OBTAIN THE PARANA STATE INPUT-OUTPUT MATRIX FOR THE YEAR 2000
Ricardo Kureski, Blas Caballero

DEBATE

INFLATIONARY EXPECTATIONS AND CREDIBILITY INDEXES TO INFLATION TARGETS:
WHEN FORMALISM HIDES WEAKNESSES AND ERRORS
João Sicsú

ON THE MEASUREMENT OF THE CREDIBILITY OF INFLATION TARGETS
Helder Ferreira de Mendonça

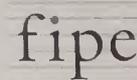
ERRORS, OMISSION AND THE OWNERS OF THE CONCEPT OF CREDIBILITY
João Sicsú



FEA-SP-USP
Departamento
de Economia



FEA-RP-USP
Departamento de Economia



Fundação Instituto de
Pesquisas Econômicas



Conselho Nacional de Desenvolvimento
Científico e Tecnológico