

5237

ea

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 7 - Nº 1

Janeiro - Março 2003

Correlação Poupança-investimento: O Que É Possível Dizer Sobre o Modelo de Correção de Erros a Partir dos Dados Brasileiros

Fabiana Rocha

Câmbio e Inflação no Mercosul

Sidney M. Caetano, Rosa Fontes, Marcelo A. Arbex

Fiscal Federalism in Brazil: An Empirical Investigation

Marcelo Resende

Reforma Tributária, Crescimento e Distribuição de Renda no Brasil: Lições de um Modelo de Equilíbrio Geral Computável

Adelar Fochezatto

On the Information Content of Oil Future Prices

Benjamin Miranda Tabak

A Nova Política Nacional de Recursos Hídricos e a Regulação dos Setores de Águas e Energia Elétrica

José Carrera-Fernandez

O Excedente Financeiro do Setor Agrícola Brasileiro: Transferências Visíveis e Invisíveis de 1980 a 1999

Alexandre Florindo Alves, Paulo Fernando Cidade de Araújo

Principais Determinantes do Preço do Frete Rodoviário para o Transporte de Soja em Grãos em Diferentes Estados Brasileiros: Uma Análise Econométrica

Gonçilio Corrêa Junior, José Vicente Caixeta Filho

A Dinâmica Urbana das Regiões Metropolitanas Brasileiras

Mauro Borges Lemos, Sueli Moro, Elenice Biazzi, Marco Crocco

ea

103122

E C O N O M I A
A P L I C A D A

Vol. 7 - Nº 1

Janeiro - Março 2003

ISSN 1413-8050

Remeter este cupom preenchido para:

ea

E C O N O M I A
A P L I C A D A

Departamento de Assinaturas

Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 - FEA II - 2º andar
Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900

Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas

C.G.C.M.F. 43.942.358/0001- 46

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA FEA-USP/ FIPE



ECONOMIA APLICADA

A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Depto. de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo e da FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

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

Editor:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@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)

Editoração: Sandra Vilas Boas

Projeto Gráfico: Christof Gunkel

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 05508-900

Fone: (011) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (011) 3091-6073 • E-mail: revecap@usp.br • www.fipe.com/revecap

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.

22 ABR 2003

Sumário

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

ARTIGOS

- Correlação Poupança-investimento: O Que É Possível Dizer Sobre o Modelo de Correção de Erros a Partir dos Dados Brasileiros**
Fabiana Rocha 5
- Câmbio e Inflação no Mercosul**
Sidney M. Caetano, Rosa Fontes, Marcelo A. Arbex 23
- Fiscal Federalism in Brazil: An Empirical Investigation**
Marcelo Resende 63
- Reforma Tributária, Crescimento e Distribuição de Renda no Brasil: Lições de Um Modelo de Equilíbrio Geral Computável**
Adelar Fochezatto 83
- On the Information Content of Oil Future Prices**
Benjamin Miranda Tabak 111
- A Nova Política Nacional de Recursos Hídricos e a Regulação dos Setores de Águas e Energia Elétrica**
José Carrera-Fernandez 133
- O Excedente Financeiro do Setor Agrícola Brasileiro: Transferências Visíveis e Invisíveis de 1980 a 1999**
Alexandre Florindo Alves, Paulo Fernando Cidade de Araújo 163
- Principais Determinantes do Preço do Frete Rodoviário para o Transporte de Soja em Grãos em Diferentes Estados Brasileiros: Uma Análise Econométrica**
Goncilio Corrêa Junior, José Vicente Caixeta Filho 187
- A Dinâmica Urbana das Regiões Metropolitanas Brasileiras**
Mauro Borges Lemos, Sueli Moro, Elenice Biazi, Marco Crocco 213

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. 7, n. 1 (2003)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2003--

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

Correlação poupança-investimento: o que é possível dizer sobre o modelo de correção de erros a partir dos dados brasileiros*

Fabiana Rocha[§]

RESUMO

O objetivo deste artigo é avaliar se o modelo de correção de erros é superior aos demais testes de séries de tempo (co-integração entre investimento e poupança e estacionariedade da conta corrente) que focalizaram a relação de longo prazo para avaliar mobilidade de capitais, como sugerido por Jansen (1996). Além disso, procura-se determinar que tipo de viés resulta das estimativas que consideraram somente a relação de curto prazo, com as variáveis em níveis ou primeiras diferenças. Usando-se dados para o Brasil no período de 1960-1996 como ilustração, conclui-se que todos os testes de longo prazo apontam na mesma direção, qual seja, a de mobilidade de capitais. Este resultado é o mesmo encontrado anteriormente para a economia brasileira a partir de metodologias diferentes. Quando se estima a relação de curto prazo, a regressão em níveis implica um viés grande, mas quando a regressão em diferenças é considerada, o viés desaparece.

Palavras-chave: mobilidade de capitais, raiz unitária, co-integração, modelo de correção de erros.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to determine if the error correction model is superior to the other time series tests (cointegration between saving and investment and stationarity of the current account) which focused the long run relationship in evaluating the degree of capital mobility, as suggested by Jansen (1996). Besides it seeks to determine which kind of bias results from the estimates of the short run correlation, with variables in levels or first differences. Using Brazilian data for the period 1960-1996 as example all the tests point in the same direction, that is, capital mobility. The same result was previously found for the Brazilian economy using different methodologies. When the short run relationship is estimated, the regression in levels implies a high bias while the regression in differences implies no bias.

Key words: capital mobility, unit root, cointegration, error correction model.

JEL classification: F32, F41.

* Gostaria de agradecer, sem implicações, os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos.

§ Professora do Departamento de Economia da FEA-USP.

Recebido em outubro de 2001. Aceito em outubro de 2002.

1 Introdução

Feldstein e Horioka (1980) sugeriram usar a correlação poupança-investimento para avaliar o grau de mobilidade de capitais. Para uma amostra de países da OECD os autores encontraram que poupança e investimento eram altamente correlacionados e que tal relação não declinou ao longo do tempo. Desta forma, concluíram não só que o nível de mobilidade de capitais era baixo, mas também que ele não tinha aumentado ao longo dos anos. A despeito desta interpretação ter sido bastante questionada, as altas correlações entre poupança e investimento são consideradas um “*puzzle*”, dado o aparente alto e crescente grau de mobilidade de capitais nos países desenvolvidos.

O objetivo deste artigo é avaliar, ainda, as correlações observadas entre poupança e investimento de acordo com o sugerido por Feldstein e Horioka para testar a mobilidade de capitais. Aceita-se, assim, sem maiores questionamentos, que a correlação entre poupança e investimento serve como um indicador de mobilidade de capital. A questão que se procura responder é, então, qual é a melhor estratégia econométrica para obter estimativas confiáveis e se as diferentes alternativas geram diferentes resultados. As regressões iniciais foram calculadas usando-se dados de “*cross-section*” Contudo, como observado por Wong (1990), isto acarretava um problema sério de viés de seleção de amostra. Para lidar com esse problema vários autores passaram a estimar a correlação poupança-investimento para países individuais usando séries de tempo. Existem diferentes abordagens para a estimação destas correlações em estudos de séries de tempo. Partindo da observação de que a poupança e o investimento são $I(1)$, pode-se reinterpretar a hipótese de Feldstein e Horioka de perfeita correlação como a hipótese de que poupança e investimento são co-integrados com vetor de co-integração $(1, -1)$. Além disso, a co-integração entre poupança e investimento implica que a combinação linear poupança-investimento, ou saldo em conta corrente, é $I(0)$. Desta forma, se não é possível rejeitar a hipótese de que o saldo em conta corrente é $I(1)$, pode-se concluir que existe algum grau de mobilidade de capital. Finalmente, um modelo de correção de erros poderia representar uma síntese das demais abordagens que focalizaram ou a relação de longo prazo (co-integração) ou somente a relação de curto prazo (estimativas originais da regressão de Feldstein e Horioka, em níveis ou primeiras diferenças). Jansen (1996), usando este argumento como base, advoga então a superioridade do modelo de correção de erros para avaliar a mobilidade de capitais.

A preocupação do artigo é, pois, de natureza metodológica. Dadas as sérias críticas às estimações de “*cross-section*”, usando-se séries de tempo o que é possível dizer? A abordagem de correção de erros é de fato superior, como sugerido por Jansen (1996)? Para ilustrar o ponto utiliza-se a economia brasileira de 1960 a 1996. Comparam-se, ainda, os

resultados obtidos anteriormente para o Brasil a partir de metodologias diferentes das discutidas e confrontadas aqui.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A segunda seção discute as diferentes especificações econométricas utilizadas para medir a correlação poupança-investimento, em particular as abordagens de séries de tempo que vão ser utilizadas. A terceira seção apresenta os resultados das estimações. A quarta seção compara os resultados das diferentes abordagens entre si e com diferentes testes de mobilidade de capitais realizados para o Brasil. A quinta seção apresenta as conclusões e sugestões para pesquisas futuras.

2 Correlação poupança-investimento: discussão das diferentes especificações econométricas

Feldstein e Horioka (1980) propuseram verificar o grau de mobilidade de capitais medindo a correlação entre poupança e investimento. Eles estimaram a seguinte regressão:

$$(I/Y)_i = a + b(S/Y)_i + u_i \quad (1)$$

onde (I/Y) é a razão investimento doméstico bruto e produto nacional bruto e (S/Y) é a razão poupança nacional bruta e produto nacional bruto. O índice i é um índice de país, a e b representam parâmetros a serem estimados e u é um termo de erro. Para países pequenos, b deveria ser próximo de zero sob a hipótese nula de mobilidade perfeita de capitais. Quando b é igual a zero, não há relação entre poupança e investimento. Por outro lado, se b é grande, o capital é considerado imóvel. Se b é igual a 1, por exemplo, então toda a poupança adicional é usada para financiar o investimento doméstico. Usualmente, regressões baseadas na equação (1) usaram médias das razões poupança e investimento para uma “*cross-section*” de países. A idéia era, como observado por Bayoumi (1990), tentar eliminar os efeitos do ciclo econômico. Uma vez que I/Y e S/Y são pró-cíclicos, o uso de dados anuais implicaria um viés para cima no coeficiente b .

Usando uma amostra de países da OECD, Feldstein e Horioka (1980) obtiveram uma estimativa de b igual a 0,89 para o período 1960-74. Este resultado implica um baixo grau de mobilidade de capitais entre países industrializados, em contradição com a crença de que estes países teriam poucas barreiras ao movimento de capitais.

Os resultados de Feldstein e Horioka foram também obtidos por outros pesquisadores usando diferentes amostras e diferentes técnicas empíricas. Algumas estimativas da equação (1) também foram obtidas para países em desenvolvimento. Dooley *et al.* (1987) encontraram evidência de uma associação próxima entre poupança e investimento, o que indica um baixo grau de mobilidade de capitais. Eles estimaram, ainda, a regressão para dois períodos distintos (1960-73 e 1974-84), uma vez que seria esperada uma maior mobilidade de capitais no segundo período quando os países industriais removeram seus controles de capital e os superávits dos petrodólares foram reciclados. Surpreendentemente, as correlações no primeiro período foram menores. Wong (1990) também examina a relação poupança-investimento em países em desenvolvimento e argumenta que a alta correlação observada resulta da existência de um setor de bens não comercializáveis.

Várias razões foram apontadas para explicar por que poupança e investimento são correlacionados mesmo na presença de mobilidade de capitais.¹ Do ponto de vista empírico, uma mudança foi a utilização de técnicas de séries de tempo. Estas teriam as seguintes vantagens em relação às estimações usuais de equações de “*cross-section*”

- 1) evita-se o problema de viés de seleção de amostra (Wong, 1990) típico dos estudos de “*cross-section*”;
- 2) Sinn (1992), usando uma abordagem intertemporal, observa que um país não pode emprestar ou tomar emprestado indefinidamente, ou seja, superávits (déficits) em conta corrente devem ser seguidos por déficits (superávits) em conta corrente. Por definição, o saldo em conta corrente de um país em qualquer período é igual à diferença entre o investimento e a poupança. Dado que os saldos em conta corrente devem ser iguais a zero no longo prazo, o mesmo deve acontecer com a diferença entre poupança e investimento. Visto que as razões poupança e investimento em relação ao produto são aproximadamente iguais se médias ao longo do tempo são utilizadas, o uso de média de dados introduziria uma correlação entre estas duas variáveis. Portanto, regressões de “*cross-section*” entre

1 Outros fatores podem induzir movimentos conjuntos na poupança e no investimento. Summers (1988) e Obstfeld (1986) apontam o crescimento populacional e choques de produtividade enquanto Murphy (1986) e Wong (1990) apontam bens não comercializáveis e fatores imóveis. Se os governos têm um “*target*” de conta corrente, pode surgir uma correlação positiva entre poupança e investimento independentemente da mobilidade de capital. (Summers, 1988; Bayouni, 1990) Para obter o “*target*” de conta corrente, diante de um déficit o governo pode adotar uma política fiscal contracionista. Uma vez que a poupança nacional é a soma da poupança pública e da poupança privada, a poupança nacional torna-se endógena por meio de seu componente público. Tobin (1983) e Murphy (1984) apresentam um efeito de tamanho de país. Mudanças exógenas na poupança de um país grande pode afetar a taxa de juros mundial e, conseqüentemente, o investimento, levando a um co-movimento entre poupança e investimento.

poupança e investimento utilizando dados médios sinalizariam, erroneamente, um baixo grau de mobilidade de capitais. Na sua análise empírica Sinn (1992) conclui, usando dados anuais para os países da OCDE, que as correlações são muito mais baixas e variáveis do que quando são usadas as médias dos dados ao longo do tempo.

A abordagem de séries de tempo da equação (1) consiste basicamente dos seguintes testes:

- 1) Com dados de tempo, deve-se ter o cuidado de verificar se I/Y e S/Y são variáveis não estacionárias. Se este for o caso, a regressão (1) é espúria e os testes de significância clássicos deixam de ser válidos. Os testes t e F usuais vão tender a aumentar a significância de b , tornando os resultados viesados em direção à nula de ausência de mobilidade de capitais. Deve-se lembrar, ainda, que a hipótese nula de perfeita imobilidade de capitais é $H_0(a,b)=(0,1)$. Desta forma, se I/Y e S/Y são $I(1)$, o teste de mobilidade de capitais de Feldstein e Horioka (1980) implica simplesmente que S/Y e I/Y são co-integrados com vetor de co-integração $(1,-1)'$ (Gundlach e Sinn, 1992) Exemplos para países industrializados são os trabalhos de Miller (1988), Leachman (1991), Haan e Siermann (1994), Argimón e Roldán (1994), Vikoren (1994) e Jansen e Shulze (1996). Os dois últimos trabalhos estimam versões da equação (1) para a Noruega, Argimón e Roldán fazem testes de co-integração de Johansen e os demais utilizam testes de co-integração de Engle-Granger para diferentes países. Leachman (1991) observa que para nenhum dos 23 países da OCDE a poupança e o investimento são co-integrados. Haan e Siermann (1994) argumentam que este resultado se deve ao uso de uma amostra de apenas 25 anos. Quando séries mais longas são usadas para 7 países da OCDE, co-integração é observada em 4 deles. Argimón e Roldán (1994), ao analisar 8 países europeus, chegam à conclusão de que em 5 deles poupança e investimento são co-integrados e, além disso, que a direção de causalidade indica que a poupança é que age como uma restrição ao investimento.

Para países em desenvolvimento a questão de co-integração não é considerada. Mamingi (1993) e Montiel (1994) assumem que poupança e investimento são co-integrados, uma vez que esta é uma condição necessária para que a solvência intertemporal de um país seja observada. Mamingi (1993) estima a equação (1) usando dados temporais por meio do estimador “*fully modified OLS*” (Phillips e Hansen, 1990) Montiel (1994), por sua vez, estima o seguinte modelo de correção de erros usando variáveis instrumentais.

$$\Delta i_t = b\Delta s_t + \lambda(i_{t-1} - \hat{\beta}s_t) + \epsilon_t$$

onde $i = (I/Y)$, $s = (S/Y)$, b e λ são parâmetros constantes com $b < \hat{\beta}$ e $-1 < \lambda < 0$ e $\hat{\beta}$ é a estimativa de mínimos quadrados ordinários de b na versão usando séries de tempo da equação (1).

- 2) Como antes observado, a hipótese de perfeita imobilidade de capitais de Feldstein e Horioka (1980) pode ser reescrita como a hipótese de que S/Y e I/Y são $CI(1,1)$ com vetor de co-integração $(1,-1)$, ou seja, que a combinação linear $S/Y - I/Y$ é $I(0)$. Desde que, por definição, o saldo do balanço de pagamentos em conta corrente (CA) é igual à poupança menos o investimento, se não é possível rejeitar a hipótese de que CA é um processo $I(1)$, a hipótese de perfeita correlação deve ser rejeitada. Bagnai e Manzocchi (1996), usando testes de estacionariedade da conta corrente, concluem que entre 37 países em desenvolvimento, 14 apresentam algum grau de mobilidade de capital.
- 3) Deve-se observar novamente que as taxas de poupança e investimento estão correlacionadas pela restrição orçamentária intertemporal. Deste modo, em “*steady-state*”, $I/Y = S/Y$, ou seja, o balanço de pagamentos em conta corrente está em equilíbrio no longo prazo. Assim, a dinâmica da poupança e do investimento são simplesmente temporários. Com base nisto, Jansen (1996) argumenta que para que a regressão de Feldstein e Horioka seja considerada uma representação correta da dinâmica da poupança e do investimento, ela deve ser compatível com o observado anteriormente. Um modelo de correção de erros seria, então, a melhor alternativa para modelar o problema, uma vez que o mesmo consiste numa equação dinâmica com uma solução de “*steady-state*” que é compatível com o equilíbrio. Jansen (1996) considera a seguinte especificação:

$$\Delta i_t = \alpha + \beta\Delta s_t + \gamma(s_{t-1} - i_{t-1}) + \delta s_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

onde ϵ é um termo de erro bem comportado. O parâmetro de interesse é β , que mede os movimentos da poupança e do investimento em resposta a choques que afetam a economia. O termo de correção de erros $s_{t-1} - i_{t-1}$ capta a relação de longo prazo. Somente se $\gamma \neq 0$, a poupança e o investimento são co-integrados. A relação de co-integração ou de longo prazo é dada por:

$$\alpha + \gamma(\bar{s} - \bar{i}) + \delta\bar{s} = 0 \quad (3)$$

O vetor de co-integração é $(1 + \delta/\gamma, -1)'$. Se $\delta = 0$, a conta corrente (s-i) é uma variável estacionária em torno de $-\alpha/\gamma$. A conta corrente flutua em torno de zero se $\alpha = \delta = 0$.

A equação (2) poderia, então, ser vista como uma síntese das demais abordagens existentes na literatura. Trabalhos usando dados temporais empregam basicamente duas especificações para estimar a correlação poupança-investimento para um país:²

$$i_t = \alpha + \beta s_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta i_t = \alpha + \beta \Delta s_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

A equação (4) faz a regressão com as variáveis em níveis. Ela é uma equação estática e, portanto, em termos conceituais comparável com a relação de longo prazo (3). A equação (4) pode ser obtida da equação (2) fazendo-se $\beta - \delta = 1$ e $\gamma = 1$. A equação (5) mede a correlação de curto prazo, mas não tem solução de longo prazo porque os níveis da poupança e do investimento em “*steady state*” são indeterminados.³ A equação (5) é obtida da equação (2) fazendo-se $\gamma = \delta = 0$.⁴

Além de estimar a dinâmica de curto prazo, o modelo de correção de erros estima simultaneamente a dinâmica de longo prazo. Desta forma, a equação (2) também levaria em conta a relação de longo prazo entre poupança e investimento que a recente aplicação de técnicas de co-integração para a avaliação da mobilidade de capitais quer captar. Testar se $\gamma = 0$ é equivalente a testar para co-integração.

Jansen (1996), então, estabelece os seguintes passos para verificar mobilidade de capitais usando um modelo de correção de erros:

- 1) não rejeição de $\gamma = 0$ implica que as taxas de poupança e investimento não são co-integradas. Em outras palavras, poupança e investimento não são correlacionados no longo

2 Montiel (1994) estima versões de (4) e (5) para vários países em desenvolvimento.

3 Leachman (1991) observa que a equação (4) é a especificação correta somente se a poupança e o investimento não são co-integrados. Caso eles sejam co-integrados, a equação (4) é sobrediferenciada e mal especificada, causando viés.

4 Uma vez que as equações (4) e (5) são encampadas pelo modelo de correção de erros, pode-se testar a validade destas especificações por meio de testes padrão de restrição de parâmetros.

prazo, o que constitui evidência de mobilidade de capitais pelo critério de Horioka e Feldstein. Uma vez que se descobriu que $\gamma = 0$, as estimativas de β e δ são irrelevantes.

- 2) rejeição de $\gamma = 0$, implica que existe uma relação de longo prazo entre poupança e investimento, dependendo então de δ a determinação do tipo de relação. Se $\delta = 0$, a conta corrente (CA) é uma constante no longo prazo. Este resultado decorre da restrição orçamentária e é derivado dos modelos de equilíbrio geral intertemporais que assumem explicitamente perfeita mobilidade de capitais. Desta forma, isto não implica qualquer evidência sobre o grau de mobilidade de capitais. Se $\delta \neq 0$ é diferente de zero, poupança e investimento não são co-integrados com vetor $(1, -1)'$ mas com vetor $(1 + \delta/\gamma, -1)'$. Conseqüentemente, a conta corrente como parcela do produto é uma variável não estacionária. Deste modo, existe evidência a favor de mobilidade de capitais.
- 3) se existe co-integração e $\delta = 0$, deve-se avaliar a estimativa de β , a correlação de curto prazo. Como observado anteriormente, este é que tem sido o parâmetro tradicional de interesse nos trabalhos empíricos.

3 Resultados empíricos

Todos os dados utilizados foram obtidos do World Bank Report. O investimento é, na verdade, a razão entre o investimento bruto e o PIB. A poupança, por sua vez, corresponde à poupança bruta dividida pelo PIB. O saldo do balanço de pagamentos em conta corrente foi calculado como a diferença entre a taxa de poupança e a taxa de investimento. Os dados compreendem o período 1960 a 1996.

Os resultados para os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para o investimento e a poupança (expressos como razões do produto) são apresentados na Tabela 1. Segue-se o procedimento do geral para o específico sugerido por Dolado *et al.* (1990), iniciando-se com a seguinte regressão geral:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \gamma t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde y é uma variável genérica que caracteriza o investimento, a poupança e o saldo em conta corrente e t é uma tendência determinista.

Inicialmente testa-se para uma raiz unitária usando-se a estatística τ_τ de Fuller (1976) e para a significância conjunta $\alpha = \gamma = 0$ usando-se a estatística Φ_3 de Dickey e Fuller (1981). Se o termo de tendência não é significativo, reestima-se a equação (2) sem a tendência, testa-se para uma raiz unitária usando-se a estatística τ_μ de Fuller e para a significância conjunta $\alpha = \mu = 0$ usa-se a estatística Φ_1 de Dickey e Fuller (1981). Finalmente, se a constante não é significativa, testa-se para uma raiz unitária usando-se a estatística τ de Fuller. Em cada uma das etapas são incluídas tantas defasagens quantas necessárias para garantir que as regressões tenham resíduos ruído branco.

Tabela 1
Testes de Raiz Unitária: Poupança e Investimento

Séries	Defasagens	τ_τ	Φ_3	τ_μ	Φ_1	τ
I/Y	0	-2,592	3,465	-2,669	3,557	-0,289
$\Delta I / Y$	0	-5,387*	14,515*			
S/Y	0	-3,241	5,510	-3,032	4,603	-0,403
$\Delta S / Y$	3	-2,878	4,434	-2,778	3,908	-2,847*
		-3,52	6,93	-2,94	4,99	-1,95

Nota: Na última linha encontram-se os valores críticos ao nível de significância de 5% para uma amostra de 40 observações.

* implica que a hipótese nula é rejeitada.

Como pode-se observar, tanto a poupança quanto o investimento têm uma raiz unitária. Portanto, é possível verificar se poupança e investimento são co-integrados. Para testar uma eventual relação de longo prazo entre poupança e investimento utiliza-se o método de co-integração de Johansen (1988, 1991). Antes de mais nada, deve-se definir a ordem do vetor auto-regressivo (VAR). A escolha das defasagens do VAR foi feita a partir dos critérios de Akaike e Schwarz reportados na Tabela 2. Ambos os testes indicam a escolha de apenas uma defasagem. Foram feitos ainda testes de diagnóstico que indicam a ausência de autocorrelação serial e heteroscedasticidade. Os resíduos são, ainda, normais.

Tabela 2
Ordem Ótima do VAR

Defasagens	Schwarz	Akaike
1	-10,578	-10,578
2	-10,022	-10,467
3	-9,691	-10,320
4	-9,234	-10,050
5	-8,848	-9,856

Nota: Cada VAR foi estimado com constante irrestrita e sem tendência.

Na Tabela 3 são apresentados os resultados do teste de co-integração. A hipótese nula de não co-integração não é rejeitada tanto para a estatística do traço quanto para a estatística do autovalor máximo. Como observado anteriormente, se investimento e poupança não co-integram, existe mobilidade de capital.

Tabela 3
Teste de Johansen

H_o : posto= p	Estatística do λ_{\max}	95%	Estatística do Traço	95%
$p = 0$	10,700	14,1	14,858	15,4
$p \leq 1$	4,158	3,8	4,158	3,8

Os testes de raiz unitária para o saldo do balanço de pagamentos em conta corrente são apresentados na Tabela 4. Segue-se o mesmo procedimento do geral para o específico utilizado nos testes de raiz unitária para o investimento e para a poupança.

Tabela 4
Testes de Raiz Unitária: Saldo em Conta Corrente

Séries	Defasagens	τ_τ	Φ_3	τ_μ	Φ_1	τ
CA	0	-1,947	1,970	-1,943	1,897	-1,967
ΔCA	3	-2,270	2,678	-2,320	2,777	-2,390*
		-3,52	6,93	-2,94	4,99	-1,95

Nota: Na última linha encontram-se os valores críticos ao nível de significância de 5% para uma amostra com 40 observações.

Para o teste de raiz unitária na conta corrente obteve-se um valor praticamente igual ao valor crítico. Com base nisso, parece haver evidência de que a conta corrente não é estacionária. A hipótese nula de integração de primeira ordem da conta corrente, por sua vez, é facilmente rejeitada, indicando que é preciso diferenciar a série de conta corrente somente uma vez para que ela se torne estacionária.⁵ Como visto anteriormente, isto constitui evidência de mobilidade de capital e confirma o resultado do teste de co-integração.⁶

No que se refere ao modelo de correção de erros, a equação (2), repetida abaixo, foi estimada:⁷

$$\Delta i_t = \alpha + \beta \Delta s_t + \gamma (s_{t-1} - i_{t-1}) + \delta s_{t-1} + \varepsilon_t$$

A Tabela 5 contém as estimativas desta equação.

Tabela 5
Resultados da Estimação do Modelo de Correção de Erros

Constante	Δs_t	$(s - i)_{t-1}$	s_{t-1}	\bar{R}^2	LM(1)	LM(2)	JB
0,0024	0,6254	0,1892	-0,0139	0,522	3,914	2,066	5,380
(0,0856)	(5,3339)	(1,6945)	(-0,105)				

Notas : Estatísticas t entre parênteses.

\bar{R}^2 ajustado; LM (i): teste de multiplicador de Lagrange para correlação serial de ordem i; JB: estatística Jarque-Bera para normalidade.

5 Como chamam a atenção Gundlach e Sinn (1992) e Bagnai e Manzocchi (1996), a dinâmica da conta corrente em países em desenvolvimento pode ser afetada pelo fluxo de transferências externas. Neste caso, dever-se-ia definir uma nova variável de conta corrente ajustada pelos fluxos externos. Bagnai e Manzocchi (1996) corrigem a conta corrente para 37 países em desenvolvimento, inclusive o Brasil, e testam para a presença de raiz unitária. O saldo em conta corrente ajustado apresenta uma raiz unitária, indicando que a hipótese de mobilidade de capitais não pode ser rejeitada para o período 1961-1988. Desta forma, a opção de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária parece ser a correta.

6 Caso, dada a proximidade dos valores, fosse decidido que a conta corrente é uma variável estacionária, não seria possível dizer nada sobre o grau de mobilidade de capitais. Uma conta corrente estacionária simplesmente implica o atendimento da restrição orçamentária intertemporal, como derivado nos modelos de equilíbrio intertemporais de economia aberta.

7 Foram testadas outras especificações, com uma e duas defasagens. As defasagens não se mostraram significantes e os resultados também não se alteraram.

O primeiro passo do procedimento é discutir a estimativa de γ . A estatística t associada (t_{ECM}) é uma estatística de teste de co-integração. Kremers *et al.* (1992) mostram que t_{ECM} segue a distribuição normal em grandes amostras. Usando uma tabela da distribuição normal padrão e fazendo-se um teste unicaudal ao nível de significância de 5%, com base no valor crítico de 2,57 não é possível rejeitar a hipótese de não co-integração para o Brasil. Para pequenas amostras os autores recomendam usar os valores críticos da distribuição de Dickey-Fuller, que são mais altos. A estes valores também não é possível rejeitar a não co-integração a quaisquer níveis de significância. Como visto antes, ausência de co-integração implica evidência de mobilidade de capital.

4 Comparação dos resultados

Resumindo o que foi discutido anteriormente, percebe-se que o modelo de correção de erros e o teste de Johansen não detectam cointegração, indicando mobilidade de capital. Por sua vez, o teste de raiz unitária para a conta corrente, que em última instância é um teste indireto de se o vetor de cointegração é $(1,-1)'$, indica que a conta corrente é não estacionária em nível. Este resultado é também evidência a favor de mobilidade de capitais.

Estes resultados vão ao encontro de outros obtidos para o Brasil. Senna e Issler (2000) usam um modelo intertemporal da conta corrente para testar o grau de mobilidade de capitais no Brasil. A conta corrente apresentaria déficits sempre que houvesse expectativa de aumento do produto líquido futuro (produto menos investimentos menos gastos públicos). Isto porque se os agentes esperam um aumento futuro do produto líquido, eles contraem empréstimos no exterior para consumir mais hoje, antecipando o aumento da renda e gerando um déficit em conta corrente. A expectativa de uma queda futura do produto líquido, por sua vez, leva a um superávit em conta corrente. Com base nisto, é possível construir a conta corrente ótima, ou seja, a conta corrente que permite aos agentes suavizarem completamente o consumo diante de choques. Se a conta corrente observada é mais volátil que a conta corrente ótima, não existe mobilidade perfeita de capitais. Senna e Issler concluem que o modelo intertemporal de conta corrente é rejeitado para o Brasil e que existe “mobilidade parcial” de capitais. Este resultado difere do de Ghosh e Ostry (1995) que utilizam a mesma metodologia para avaliar a mobilidade de capitais em 45 países em desenvolvimento, inclusive o Brasil. Eles concluem que existe perfeita mobilidade de capitais.

Estes resultados, assim como os de Mamingi (1993) e Montiel (1994) apresentados na seção 2, são reapresentados na Tabela 6, abaixo.

Tabela 6
Resultados Prévios Para o Brasil

Autores	Resultados
Mamingi (1993) – 1970-1991	Intermediário*
Montiel (1994) – 1970-90	Mobilidade*
Ghosh e Ostry (1995) – 1961-1989	Perfeita mobilidade
Bagnai e Manzocchi (1996) – 1962-1987	Mobilidade
Senna e Issler (2000)	Mobilidade

Nota: O resultado de Montiel corresponde às suas estimativas usando variáveis instrumentais.

* “Intermediário” indica que tanto a hipótese de perfeita mobilidade quanto a hipótese de perfeita imobilidade foram rejeitadas. “Mobilidade” implica que somente a hipótese de perfeita mobilidade foi rejeitada.

Da mesma forma que não existe consenso em relação à extensão da mobilidade de capital na maioria dos países em desenvolvimento, o mesmo ocorre para o Brasil. Quando se desconsidera os trabalhos de Mamingi e Montiel, que como observado anteriormente partem da pressuposição errada de co-integração entre poupança e investimento, os resultados obtidos são consistentes. Os resultados de Bagnai e Manzocchi vão ao encontro dos aqui obtidos e também dos de Senna e Issler, apesar destes últimos usarem uma metodologia diferente.

No que diz respeito à correlação de curto prazo, a Tabela 7 resume as estimativas de b para o modelo de correção de erros e para os dois casos especiais deste modelo, a equação estática e a equação em primeiras diferenças.

Tabela 7
Estimativas da Correlação de Curto Prazo

Correção de erros	Estático	Diferenças
0,6254	0,4376	0,6177

A estimativa obtida usando-se a equação em diferenças é bastante semelhante àquela obtida com o modelo de correção de erros. Por outro lado, a equação estática resulta numa estimativa do coeficiente de curto prazo muito menor.⁸ Como os coeficientes estimados são

⁸ Existe autocorrelação no termo de erros do modelo estático que introduz viés nas variâncias amostrais e torna as estimativas ineficientes. A literatura não se preocupou em discutir os testes de diagnóstico desta formulação, limitando-se a reportar as estimativas do coeficiente de correlação e a analisá-lo.

estatisticamente diferentes de zero e um, é possível concluir que existe um grau intermediário de mobilidade de capitais no Brasil.

5 Conclusões

De acordo com a abordagem intertemporal da conta corrente, o valor presente descontado dos saldos futuros deve ser igual a zero. Como o saldo em conta corrente é igual à diferença entre a poupança e o investimento, e dado que as razões poupança e investimento em relação ao produto são aproximadamente iguais, se médias ao longo do tempo são utilizadas, o uso de dados médios introduziria uma correlação entre estas duas variáveis ainda que a mobilidade de capitais fosse alta. Desta forma, as regressões usuais de “*cross-section*” entre poupança e investimento usando dados médios para averiguar mobilidade de capitais deveriam ser substituídas por uma abordagem de séries de tempo. Além disso, as regressões de “*cross-section*” estão sujeitas ao problema de viés de seleção de amostra.

O objetivo desse artigo é realizar os diferentes testes de séries de tempo existentes na literatura para verificar se a metodologia de correção de erros é superior às demais, como sugerido por Jansen (1996). Aceita-se, dessa forma, sem questionamentos, que a correlação investimento-poupança constitui uma medida de mobilidade de capitais, e questiona-se apenas se uma abordagem é melhor do que outra(s). Para tanto, utiliza-se a economia brasileira de 1960 até 1996. Todos os testes mostram que a hipótese de mobilidade de capital não pode ser rejeitada. Desta forma, o modelo de correção de erros não parece ser superior aos demais para estabelecer a correlação de longo prazo, como sugerido por Jansen (1996). Além disso, o resultado de mobilidade de capitais para o Brasil vai ao encontro dos de Bagnai e Manzocchi (1996) e de Senna e Issler (2000). No que se refere à correlação de curto prazo, quando se comparam os modelos em diferenças e o de correção de erros as estimativas obtidas são muito semelhantes. A especificação em níveis gera, contudo, um viés para baixo considerável.

De fato, dado que modelos intertemporais de economia aberta implicam que a conta corrente converge para uma constante no longo prazo (restrição de solvência), e que os movimentos da conta corrente são temporários, concordamos com Jansen (1996) que o modelo de correção de erros é a especificação consistente com a teoria econômica. Contudo, pelo menos para os dados brasileiros, as diferentes abordagens conduziram exatamente às mesmas conclusões.

Existem duas sugestões imediatas para pesquisa futura. A primeira é estender a análise para outras economias, de modo a verificar se também para elas o modelo de correção de erros

não se mostra superior.⁹ Somente assim seria possível obter uma evidência robusta com relação aos diferentes testes. A segunda é verificar se esses resultados são robustos também no que diz respeito à dimensão temporal, uma vez que se acredita que houve um aumento da mobilidade de capitais após meados dos anos 70.¹⁰

Bibliografia

Argimón, I.; Roldán, J. M. Saving, investment and international capital mobility in EC countries. *European Economic Review*, 38, p. 59-67, January 1994.

Bagnai, A.; Manzocchi, S. Unit root tests of capital mobility in the less developed countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 132, n. 3, p. 545-557, 1996.

Bayoumi, T. Saving-investment correlations: immobile capital, government policy, or endogenous behavior. *IMF Staff Papers*, 37, p. 360-387, June 1990.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, p. 1057-1072, June 1981.

Dolado, J.; Jenkinson, T.; Sosvilla-Rovera, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, p. 249-273, 1990.

Dooley, M.; Frankel, J.; Mathieson, D. International capital mobility: what do saving-investment correlations tell us? *IMF Staff Papers*, v. 34, n. 3, p. 503-530, 1987.

Feldstein, M.; Horioka, C. Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal*, 90, p. 314-329, June 1980.

Ghosh, A. R.; Ostry, J. D. The current account in developing countries: a perspective from the consumption-smoothing approach. *The World Bank Economic Review*, v. 9, n. 2, p. 305-333, 1995.

Granger, C. W. J.; Newbold, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974.

9 Jansen (1992) estima um modelo de correção de erros para 23 países da OCDE.

10 Embora exista esta crença, as estimativas da correlação poupança-investimento em geral são maiores depois da segunda metade dos anos 70. Ver, por exemplo, Dooley e outros (1987) para os países em desenvolvimento.

- Gundlach, E.; Sinn, E. Unit root tests of the current account balance: implications for international capital mobility. *Applied Economics*, 24, p. 617-625, June 1992.
- Haan, J.; Siermann, C. L. J. Saving, investment and capital mobility: a comment on Leachman (1991). *Open Economics' Review*, 5, p. 5-17, 1994.
- Jansen, W. J. Estimating saving-investment correlations: evidence for OECD countries based on an error correction model. *Journal of International Money and Finance*, 5, p. 749-781, 1996.
- Jansen, W. J.; Schulze, G. G. Theory-based measurement of the saving-investment correlation with an application to Norway. *Economic Inquiry*, 34, p. 116-132, 1996.
- Johansen, S.; Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210, 1990.
- Kremers, J. J. M.; Ericsson, N. L.; Dolado, J. J. The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 325-348, 1992.
- Leachman, L. L. Saving, investment and capital mobility among OECD countries. *Open Economic Review*, 2, p. 137-163, 1991.
- Mamingi, N. Saving-investment correlations and capital mobility in developing countries. *Policy Research Working Papers* 1211, The World Bank, 1993.
- Miller, S. M. Are saving and investment cointegrated? *Economic Letters*, 27, p. 31-34, 1988.
- Montiel, P. Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates. *World Bank Economic Review*, v. 8, n. 3, p. 311-350, 1994.
- Murphy, R. G. Capital mobility and the relationship between saving and investment in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, v. 3, p. 327-342, 1984.
- Obstfeld, M. Capital mobility in the world economy: theory and evidence. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 24, p. 55-104, 1986.
- Phillips, P. C. B.; Hansen, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, v. 57, n. 1, p. 99-125, 1990.
- Senna, F.; Issler, J. V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947-1997. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 4, p. 493-523, out./dez. 2000.

Sinn, S. Saving-investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data. *Economic Journal*, 102, p. 1162-1170, September 1992.

Summers, L. H. Tax policy and international competitiveness. In: Frenkel, J. A. (ed.), *International aspects of fiscal policies*. NBER Conference Report, Chicago: Chicago University Press, 1988, p. 349-375.

Tobin, J. Comments on "Domestic saving and international capital movements in the long run and in the short run, by M. S. Feldstein" *European Economic Review*, 21, p. 153-156, 1983.

Vikoren, B. *Interest rate differentials, exchange rate expectations and capital mobility: Norwegian evidence*. Norges Bank Shriftserie n. 21, Oslo: Norges Bank, 1994.

Wong, D. Y. What do saving-investment relationships tell us about capital mobility? *Journal of International Money and Finance*, v. 9, p. 60-74, 1990.

Câmbio e inflação no Mercosul*

Sidney M. Caetano[§]

Rosa Fontes^α

Marcelo A. Arbex[†]

RESUMO

O objetivo deste artigo é testar empiricamente a condição da Paridade do Poder de Compra (PPC) no Mercosul. Mais especificamente, pretende-se verificar se existe uma tendência de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio e a diferença entre os índices de preços interno e externo utilizando-se a análise de co-integração desenvolvida por Johansen. Os dados são mensais e abrange principalmente o período da década de 90. Os resultados apresentados não validam a doutrina da PPC em sua versão absoluta e relativa, mas permitem inferir que os eventuais desajustes na paridade real das moedas foram seguidos por alguma medida corretiva no câmbio nominal, sem impedir demasiadamente a competitividade natural das economias.

Palavras-chave: teoria da paridade do poder de compra, Mercosul, cointegração.

ABSTRACT

This article empirically analyses the Purchasing Power Parity's condition in Mercosur. More specifically, it verifies if there is a long run equilibrium between the exchange rate and the internal and external price indexes difference using the cointegration analysis method developed by Johansen. Based on monthly data mostly related to the 90's, the results do not confirm the PPP theory in its absolute and relative versions. Although, they suggest that eventual misalignments in currencies real parity were followed by some nominal exchange rate corrective policy, without interfering too much in the countries natural competitiveness.

Key words: purchasing power parity theory, Mercosur, cointegration.

JEL classification: F15.

* Os autores agradecem os valiosos comentários dos pareceristas e do doutorando Alexandre Alves Porsse (UFRGS).

§ Mestrando do Departamento de Economia da UFRGS.

α Professora Titular do Departamento de Economia da UFV.

† Professor Assistente do Departamento de Economia da UFV e Doutorando na University of Illinois, EUA

Recebido em agosto de 2001. Aceito em janeiro de 2003.

1 Introdução

O fenômeno da globalização, a aceleração dos processos de abertura comercial nos anos 80 e 90, o sucesso da experiência européia com a integração de suas economias e a formação de blocos regionais de comércio, em curso em todos os continentes, têm criado um novo e fértil ambiente para diferentes estudos relacionados à integração econômica.

Desde a criação da Comunidade Econômica Européia foram formados vários blocos econômicos em diversas partes do mundo, como é o caso do Mercado Comum do Sul (Mercosul), composto pela Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai e originado a partir do Tratado de Assunção, em 1991.

Somando uma área total de cerca de 12 milhões de quilômetros quadrados, o Mercosul representa atualmente um mercado potencial de mais de 200 milhões de habitantes, sendo um dos principais pólos de atração de investimentos do mundo. Segundo Brasil (1999), entre 1991 e 1998, a corrente de comércio intra-regional quadruplicou, passando de US\$ 10,4 bilhões para US\$ 39,3 bilhões. O PIB do Mercosul quase duplicou, passando de US\$ 605 bilhões em 1991 para US\$ 1,135 bilhões em 1998, com o Brasil respondendo por praticamente 70% do total. O produto *per capita* subiu mais de 70%, cabendo à Argentina a liderança nesse indicador.

Uma condição necessária, embora não suficiente, para o aprofundamento do processo de integração no Cone Sul foi alcançada por todos os países do Mercosul e refere-se ao fim da inflação, cuja média caiu de 100% ao ano, em 1994, para 7% em 1998. Aprofundam-se, no entanto, as diferenças na condução das políticas internas e externas, exacerbadas pela convivência entre regimes distintos de câmbio. Além disso, a livre conversibilidade entre moedas e a possibilidade de abertura de conta bancária em dólar nos mercados argentinos, paraguaio e uruguaio tornam as reservas internacionais nesses países sensíveis a qualquer alteração na política cambial. Em situações de instabilidade, como atualmente se observa na Argentina, os agentes aumentam seus depósitos em dólar, pressionando ainda mais a moeda local.

A importância do comércio regional criou uma forte interdependência entre os países participantes, de modo que uma decisão tomada por um dos parceiros, principalmente Brasil e Argentina, tem um componente de contágio potencial para as demais economias. Os problemas recentes na Argentina e as conseqüentes turbulências nos mercados de capitais e de divisas brasileiros são exemplos dessa interdependência. Para que os países do Mercosul atinjam a integração definitiva e a maturidade de um bloco econômico é imprescindível que

seus membros avancem de forma substantiva rumo à coordenação das políticas macroeconômicas.

Apesar dos problemas econômicos enfrentados, o Mercosul é uma realidade, e esforços devem ser feitos no sentido de que ele evolua na direção de um genuíno mercado comum de bens e fatores. A coordenação e harmonização das políticas econômicas no âmbito do Mercosul são fundamentais para a sua consolidação, sendo essencial para um futuro processo de integração monetária com moeda única.

Um dos elementos essenciais à formação do mercado comum é a coordenação das políticas cambiais. O assunto já vem sendo tratado desde 1991, mas os progressos estão aquém do desejado. A gestão coordenada dessa política entre os países participantes visa garantir a paridade do poder de compra das moedas, para que não se produzam variações significativas nos níveis de competitividade das economias envolvidas. As flutuações nas paridades cambiais alteram permanentemente as condições de concorrência dentro do Mercosul e prejudicam as correntes de comércio e as decisões de investimentos com vistas ao mercado comum.

Bevilaqua (1997) analisa a relação entre a coordenação macroeconômica e a integração comercial nesse bloco. Ele confirma que a variabilidade da taxa de câmbio real teve um impacto negativo nos fluxos de comércio entre os países do Mercosul, sugerindo que a falta de coordenação macroeconômica é um importante impedimento para uma integração comercial mais profunda na região. A adoção de políticas monetárias e fiscais sustentáveis, em todos os países do Mercosul, seria, segundo ele, a melhor forma de coordenação entre eles.

A necessidade de uma melhor coordenação das políticas monetária e cambial é também enfatizada por Andrade *et al.* (2000). Utilizando análises de co-integração, os autores confirmam o relacionamento de longo prazo entre os movimentos de reservas internacionais e base monetária na Argentina, o que significa que esse país realmente abdicou de uma política monetária independente. No caso brasileiro, observa-se um relacionamento de longo prazo entre créditos domésticos e reservas internacionais, sugerindo que as Autoridades Monetárias possuem certo grau de independência na política monetária. Os resultados também revelam uma grande esterilização das reservas internacionais brasileiras, o que provavelmente exacerba os efeitos dos choques sofridos pelo Brasil nas demais economias do Mercosul.

Todos estes fatos refletem a importância de se fazer um estudo do comportamento da taxa de câmbio no Mercosul, procurando analisar a paridade do poder de compra.

Para Edwards e Savastano (1999), o conceito de taxa de câmbio real de equilíbrio ou de longo prazo associado à teoria da Paridade do Poder de Compra ou PPC, em suas diversas variantes, provou-se resistente ao tempo e às críticas. Eles apresentam uma extensa revisão de literatura sobre os trabalhos empíricos de PPC em países em desenvolvimento, suas principais características e resultados. A maioria desses estudos não confirma a hipótese de estacionariedade da taxa real de câmbio. Em outras palavras, a hipótese de PPC no longo prazo é rejeitada, em oposição às evidências empíricas favoráveis à PPC nos países industrializados. Os autores supracitados concluem que o conhecimento das propriedades das séries temporais de taxa de câmbio real dos países emergentes é muito restrito, não permitindo maiores conclusões sobre a validade da PPC nesses países sem pesquisas adicionais futuras.

Os resultados de Cheung e Lai (2000) são substancialmente diferentes para os países em desenvolvimento. Eles apresentam uma extensa análise econométrica da PPC com 94 países de diferentes graus de desenvolvimento e concluem que a reversão à PPC é mais facilmente observada entre os países em desenvolvimento do que entre os países industrializados. Em outras palavras, o uso de dados de países industrializados nos testes da PPC acarretam viés nos resultados, mas o viés é para baixo e não para cima, como se acreditava anteriormente.¹ Esse debate atual a respeito dos resultados da PPC nos países em desenvolvimento gera uma motivação adicional para uma aplicação da PPC nos países do Mercosul.

Este trabalho analisa o comportamento da taxa de câmbio para os países do bloco Mercosul, utilizando a teoria da PPC. Mais especificamente, procura-se verificar se as relações entre taxa de câmbio nominal e índices de preços dos países do Mercosul tendem ao equilíbrio no longo prazo, utilizando o estimador de máxima verossimilhança de Johansen.

Após essa introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma: o próximo tópico descreve a teoria da Paridade do Poder de Compra. A seção 3 descreve a metodologia empírica. A seção 4 apresenta uma análise gráfica da teoria da PPC, enquanto a seção 5 mostra o teste empírico da PPC e discute os principais resultados. O tópico 6 apresenta as conclusões.

1 As evidências empíricas da teoria da PPC são provenientes, em sua maioria, dos países industrializados, dada a maior disponibilidade de dados de longo prazo nesses países. Com isso, surgiu na literatura o questionamento a respeito do viés, ou seja, se o suporte empírico favorável à PPC não seria exacerbado pelas evidências provenientes dos países industrializados. Para mais detalhes a esse respeito, ver Froot e Rogoff (1994).

2 Teoria da Paridade do Poder de Compra

Apesar da idéia básica da teoria da Paridade do Poder de Compra, ou PPC, ser antiga, foi somente na segunda década do século XX que ela se popularizou como peça importante na teoria da taxa de câmbio.²

O nome da teoria é uma boa descrição de seu conteúdo. Paridade significa igualdade e poder de compra se refere ao valor da moeda. Paridade do poder de compra implica que uma unidade de todas as moedas deve ter o mesmo valor real em todos os países.

A PPC assenta-se em um princípio conhecido como a lei do preço único. Esta lei afirma que um bem deve ser vendido pelo mesmo preço em todas as localidades. Caso isto não ocorra, então há oportunidade de lucro não-explorado. O processo de tirar vantagem das diferenças de preço em diferentes mercados é chamado arbitragem. Cabe destacar que é sob a hipótese de ausência de custos de transação, bens homogêneos, ausência de barreiras tarifárias e não tarifárias e informação perfeita que o preço de um bem em determinada moeda não pode diferir entre os diversos países.

Suponha que P_t^i e P_t^{i*} são os preços da i -ésima mercadoria no país e no exterior cotados nas suas respectivas moedas, e E_t^i a taxa de câmbio nominal definida como a taxa à qual se pode trocar a moeda de um país pela moeda de outro país. Se as hipóteses apresentadas anteriormente são verificadas, então a seguinte condição de equilíbrio deve ser respeitada para que não existam oportunidades de ganhos com a arbitragem de bens entre os países:

$$P_t^i = E_t^i P_t^{i*} \quad (1)$$

É necessário agora verificar como se dá o ajustamento para o equilíbrio representado na equação (1).³ Considere um índice de preços interno $P_t = f(P_t^1, \dots, P_t^i, \dots, P_t^n)$ e um índice de preços externo $P_t^* = f(P_t^{*1}, \dots, P_t^{*i}, \dots, P_t^{*n})$ compostos pela mesma cesta de mercadorias e

2 Cassel (1922) e Cassel (1928) são os principais trabalhos dessa época. Eles consolidaram a idéia da PPC como uma tendência de longo prazo da taxa de câmbio, sujeita a desvios temporários. Para uma análise histórica da PPC, ver Dornbusch (1992).

3 Sob o pressuposto de que os fluxos comerciais de bens são responsáveis pela maior parte das operações realizadas no mercado cambial, a arbitragem internacional terá fortes efeitos na determinação da taxa de câmbio nominal num regime de taxa de câmbio flexível, e no nível de reservas num regime de taxa de câmbio fixa.

com pesos iguais para cada uma das mercadorias. Se a lei do preço único prevalece em todos os instantes de tempo, então tem-se:

$$E_t P_t^* = P_t \Leftrightarrow E_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (2)$$

Aplicando-se o logaritmo neperiano em ambos os lados da equação (2), tem-se a versão absoluta da PPC, isto é:

$$e_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

onde e_t , p_t e p_t^* representam, respectivamente, o logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal, logaritmo neperiano do nível de preços interno e logaritmo neperiano do nível de preços externo no instante t .

De acordo com a teoria da PPC, a taxa de câmbio nominal entre duas moedas deve refletir os níveis de preços dos dois países.

Postulando a validade da lei do preço único, a versão relativa da PPC pode ser sintetizada pela seguinte equação:

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* \quad (4)$$

A variação na taxa de câmbio nominal é igual à diferença entre as variações dos preços doméstico e internacional. Não é a inflação *per se* que causa a depreciação, mas a diferença da inflação ante os parceiros comerciais. Os eventuais desajustes na paridade real das moedas consideradas devem ser acompanhados de medidas corretivas no câmbio nominal, de forma a igualar a diferença entre as inflações doméstica e internacional.

Segundo Ratti (1985), apesar das críticas, inúmeros economistas afirmam que as variações nos níveis gerais de preços constituem o fator mais importante na determinação da taxa cambial. Assim, se os preços internos elevam-se por causa da inflação e se a taxa cambial permanece fixa, chega um momento em que as exportações diminuem, em virtude dos preços insuficientes em moeda nacional, e as indústrias nacionais não sobrevivem, diante da concorrência do produto estrangeiro. Em síntese, aplicações da teoria da PPC são particularmente úteis em países com problemas periódicos de inflação, que necessitam desvalorizar suas moedas de tempos em tempos.

Froot e Rogoff (1994), entre outros, ressaltam que as evidências mais convincentes da teoria da PPC são originárias de dados que têm, ainda que parcialmente, um período de taxas de câmbio fixas. Essa idéia parece compatível com Taylor (2000), que diz que a principal razão para o fracasso da PPC é a volatilidade da taxa nominal de câmbio. Os resultados de Cheung e Lai (2000) também confirmam o fato de que a reversão à paridade é mais facilmente observada em países com regimes de câmbio fixo. Em outras palavras, a natureza do regime monetário de um país parece influir substancialmente nos resultados empíricos de confirmação ou rejeição à teoria da PPC.

3 Metodologia empírica

Johansen (1988) propõe o método da máxima verossimilhança, tendo como objetivo testar a presença de mais de um vetor de co-integração, dada a limitação do método de Engle e Granger (1987).

Para melhor compreender a análise de co-integração, suponha a seguinte representação VAR irrestrita de um modelo de ordem k dada por:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + B X_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

onde ε_t é um vetor de erros gaussianos com média zero e variância Ω , X_t representa todas as variáveis deterministas do modelo e Y_t é um vetor de variáveis I(1).

Pode-se reescrever (5) como:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

na qual $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j$ e $\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I$

Em (6), a dinâmica de curto prazo está representada pelas matrizes Γ_i ($i = 1, \dots, k$), enquanto a matriz Π sintetiza a relação de longo prazo existente entre as variáveis. Logo, averiguar o posto desta última matriz é essencial para pesquisar a ordem de integração e a

existência de co-integração entre as variáveis. Denominando-se por r o posto de Π , podem ocorrer as seguintes situações: i) o posto de Π é igual a zero, o que implica que todas as variáveis possuem ordem de integração 1, e não existe co-integração. Neste caso, o modelo indicado é um VAR em primeiras diferenças; ii) o posto de Π é igual a p , isto é, a matriz tem posto completo, indicando que Y_t é um processo estacionário e um modelo em nível é o mais apropriado; iii) $0 < r < p$, isto é, há co-integração, existindo assim r combinações lineares entre as variáveis estacionárias. Neste caso, pode-se decompor a matriz Π em duas outras matrizes ($p \times r$) de posto r que obedecem a $\Pi = \alpha' \beta$, onde a matriz β contém os vetores de co-integração e a matriz α contém os “pesos”

Para estimar por verossimilhança a matriz Π , Johansen e Juselius (1992) e Johansen (1996) sugerem regressar ΔY_t contra $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$ e Y_{t-1} contra $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$. Chamando-se de R_{0t} e R_{1t} os resíduos das regressões, e de $S_{i,j} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}'$, para $i, j = 0, 1$ a matriz que reúne as covariâncias de tais resíduos, pode-se estimar a matriz Π por meio de:

$$R_{0t} = \alpha \beta' R_{1t} + v_t \quad (7)$$

Este procedimento equivale a maximizar a seguinte função de verossimilhança:

$$L = -\left(\frac{T}{2}\right) \ln |\Omega| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t})' \Omega^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t}) \quad (8)$$

Impondo a normalização $\beta' S_{11} \beta = I$, a estimativa de máxima verossimilhança de β pode ser fornecida pelos autovetores do seguinte problema:

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (9)$$

Para um β conhecido, α pode ser estimado pela seguinte regressão:

$$\alpha(\hat{\beta}) = S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} = S_{01} \beta, \quad \text{onde} \quad \beta' S_{11} \beta = I \quad (10)$$

O valor da função de verossimilhança no ponto de máximo é dado por:

$$L_{\max}^{-\lambda/r} = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

A hipótese nula de que existem r vetores co-integrados é testada usando-se dois testes de razão de verossimilhança, conhecidos como teste do traço e do máximo autovalor. O primeiro testa a hipótese de existência de r contra, no máximo, n vetores co-integrantes. O segundo testa a hipótese da existência de r vetores co-integrantes:

$$\text{estatística do traço} \Rightarrow \eta = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (12)$$

$$\text{estatística do máximo autovalor} \Rightarrow \xi = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (13)$$

4 Análise gráfica

O trabalho empírico inicia-se com algumas análises gráficas. Para isto, calculam-se, inicialmente, as variações percentuais mensais das desvalorizações nominais, bem como as dos preços para todos os países do Mercosul. Para tanto, compara-se a taxa de câmbio nominal de um mês qualquer com a taxa do mês anterior, a fim de se verificar o percentual de variação na taxa de câmbio nominal durante esse período. De forma semelhante, encontra-se a variação percentual mensal da inflação, durante o mesmo período, com base nos índices de preços utilizados, obtendo-se a diferença entre a inflação de um dos países membro do bloco Mercosul e a inflação americana.

Tomando-se a diferença entre o percentual de variação da taxa de câmbio nominal e o da diferença entre as inflações, obtém-se a variação percentual mensal (VPM). Isto é,

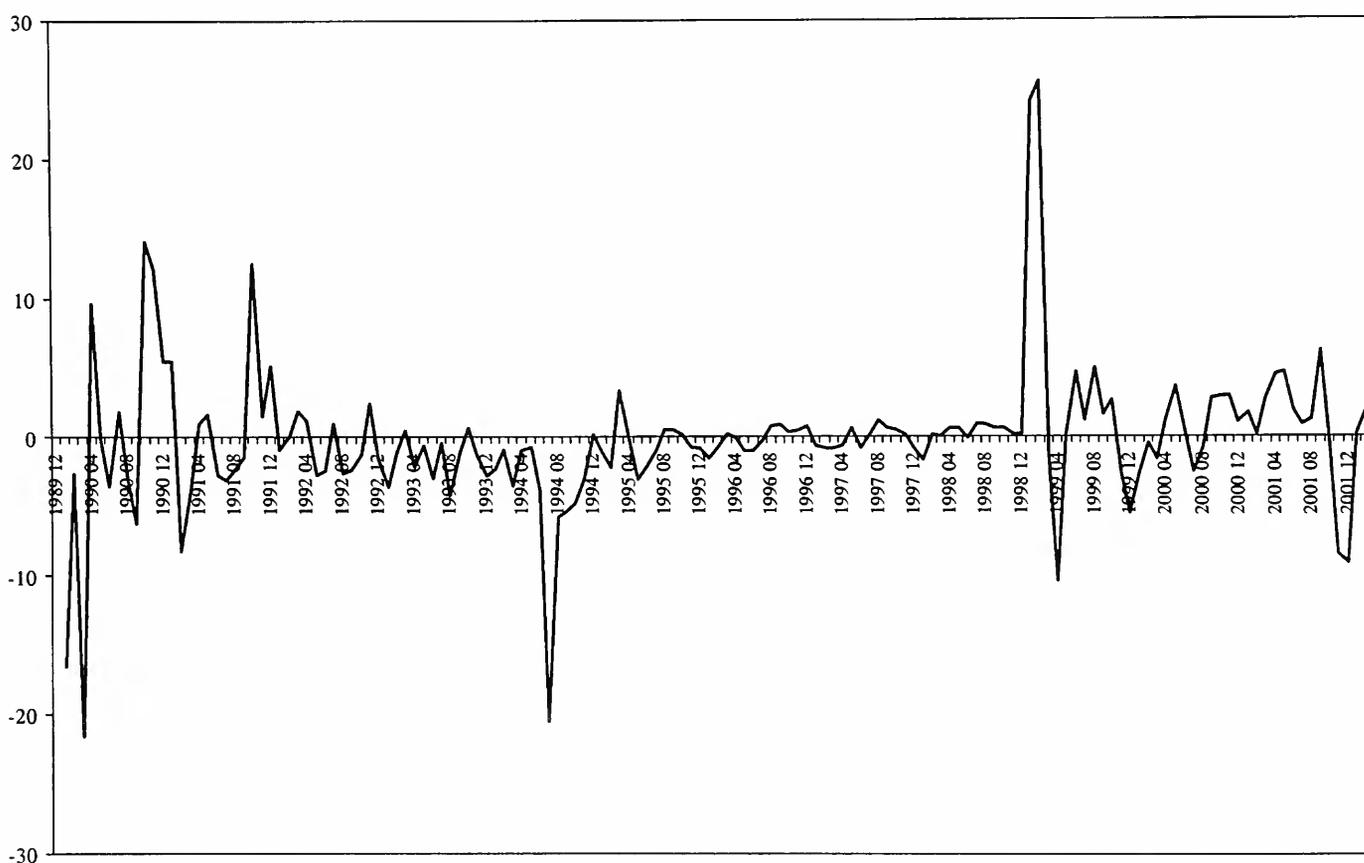
$$VPM = \left\{ \left[\frac{TC_t}{TC_{t-1}} - \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*} \right) \right] - 1 \right\} * 100 \quad (14)$$

onde: VPM = variação percentual mensal; TC_t = taxa de câmbio nominal no mês t ; P_t = inflação doméstica no mês t ; P_t^* = inflação externa no mês t .

Uma vez obtida a variação percentual mensal em relação a cada um dos países em estudo,

elabora-se um gráfico para cada caso, com os pontos representativos dessa variação. Esses gráficos registram a evolução das variações percentuais mensais, com os valores positivos representando uma desvalorização ou valorização da taxa e câmbio nominal superior ao diferencial de inflação e os negativos uma desvalorização ou valorização inferior ao diferencial de inflação.

Figura 1
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Real/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Brasil e EUA no Período de 1989/12 a 2002/03



Observa-se, na Figura 1, que apesar da maior parte das variações percentuais se encontrarem num intervalo de -5% a 5% , houve choques significativos no comportamento da VPM no período analisado, sendo o choque positivo após a crise do Brasil de janeiro de 1999 o de maior magnitude.

Percebe-se que as variações percentuais mensais referentes aos países Brasil e EUA mostram fortes oscilações em torno do eixo principal no período inicial da abertura comercial brasileira até o final do ano de 1991, quando passa a ter oscilações reduzidas. Este comportamento reduzido das oscilações se altera temporariamente após a implantação do Plano Real, retornando depois da mudança da banda cambial em 1995. Após a crise do Brasil

de janeiro de 1999, as oscilações voltam a crescer. Neste período pós-janeiro de 1999, o Brasil passa a adotar câmbio flutuante.

No que diz respeito às variações percentuais mensais da Argentina e EUA, que podem ser vistas na Figura 2, estas se mostram relativamente menores no seu período de análise. No entanto, elas revelam algumas oscilações anormais em torno do eixo principal a partir do início do ano de 89 até a implantação do Plano de Conversibilidade em 1991. Após este período as oscilações voltam a ficar próximas do eixo. A maioria das oscilações das variações percentuais mensais da Argentina apresenta menores afastamentos do eixo principal e, portanto, da paridade, ante as oscilações brasileiras, fato esse previsível, dada a opção Argentina pelo câmbio fixo na maioria do período analisado.

Figura 2
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Peso Argentino/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Argentina e EUA no Período de 1986/01 a 2002/01

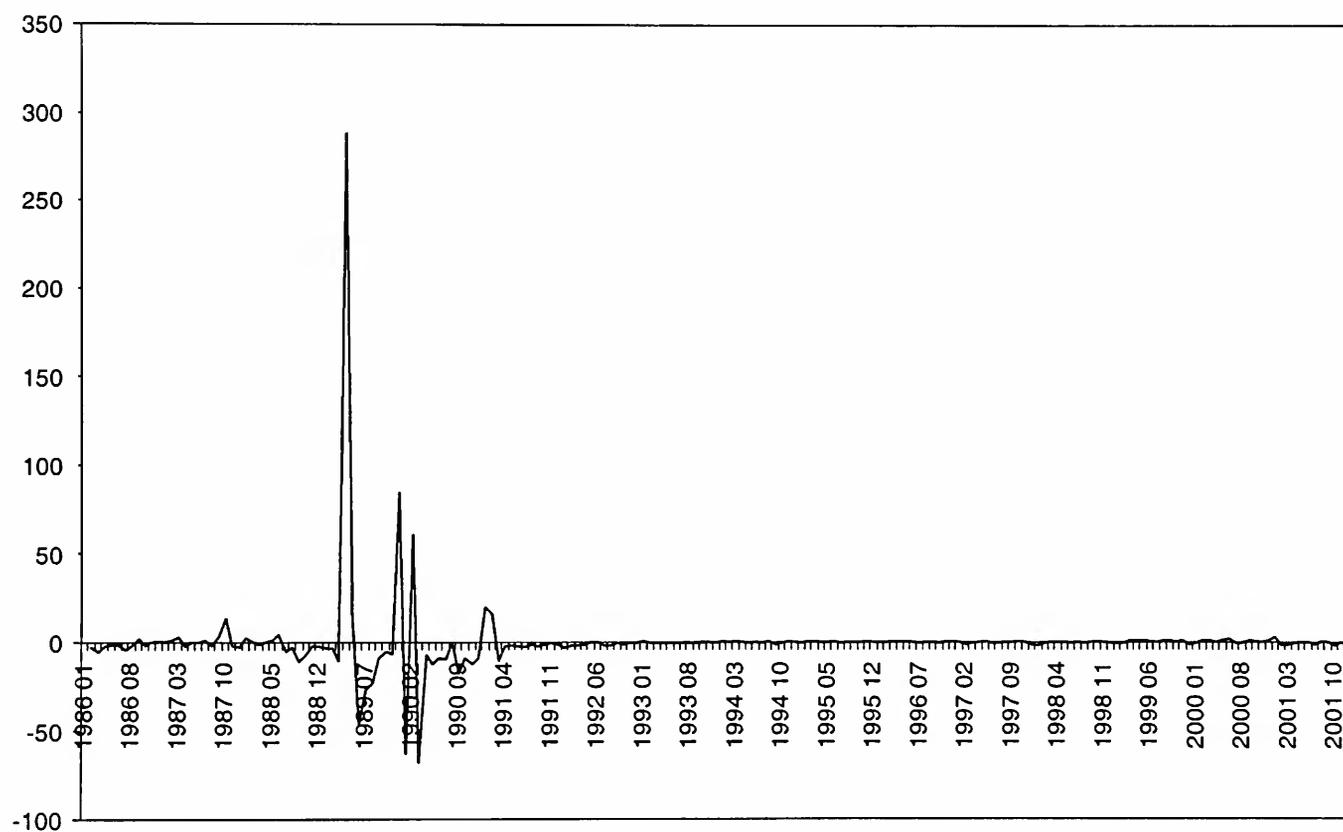
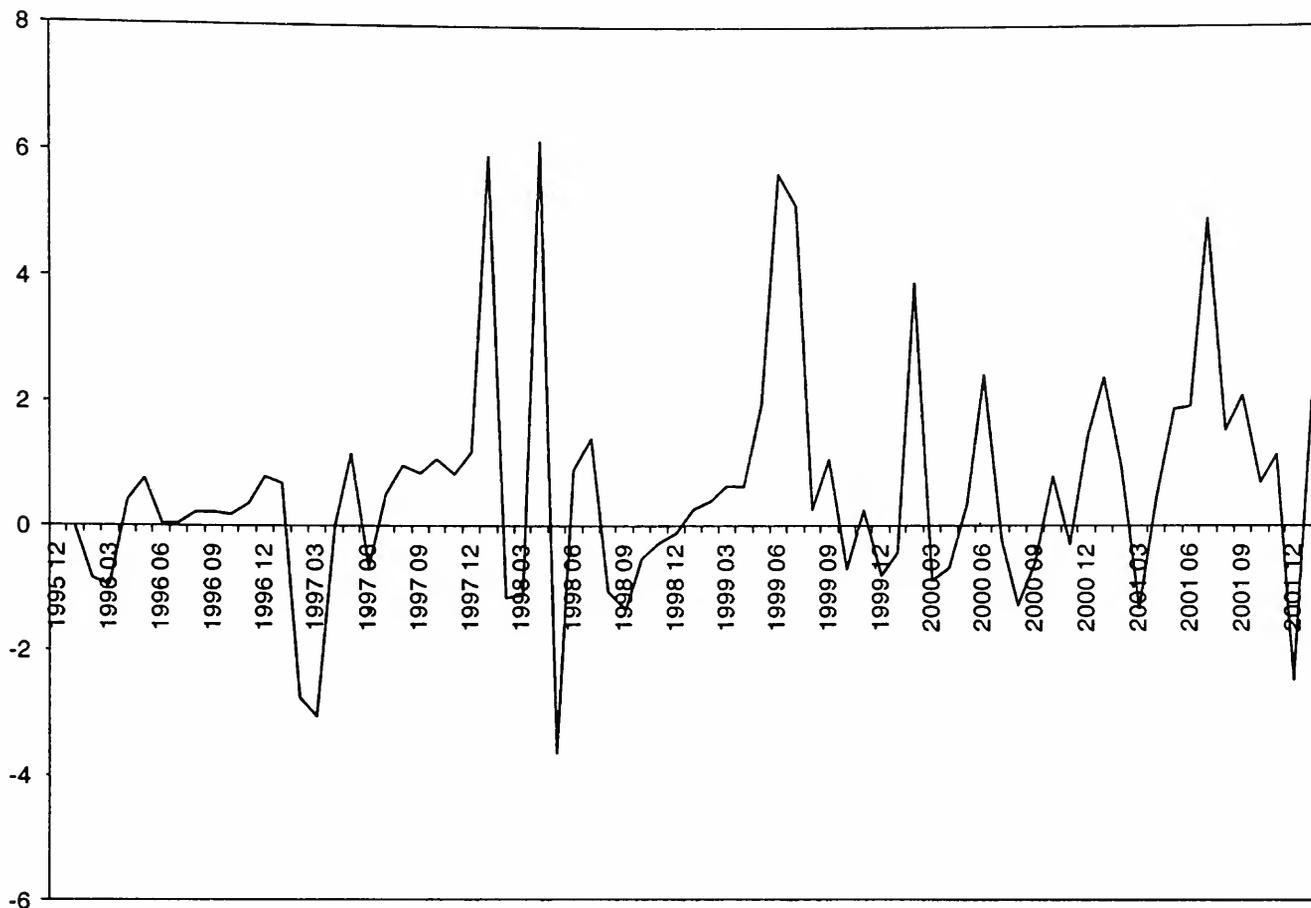


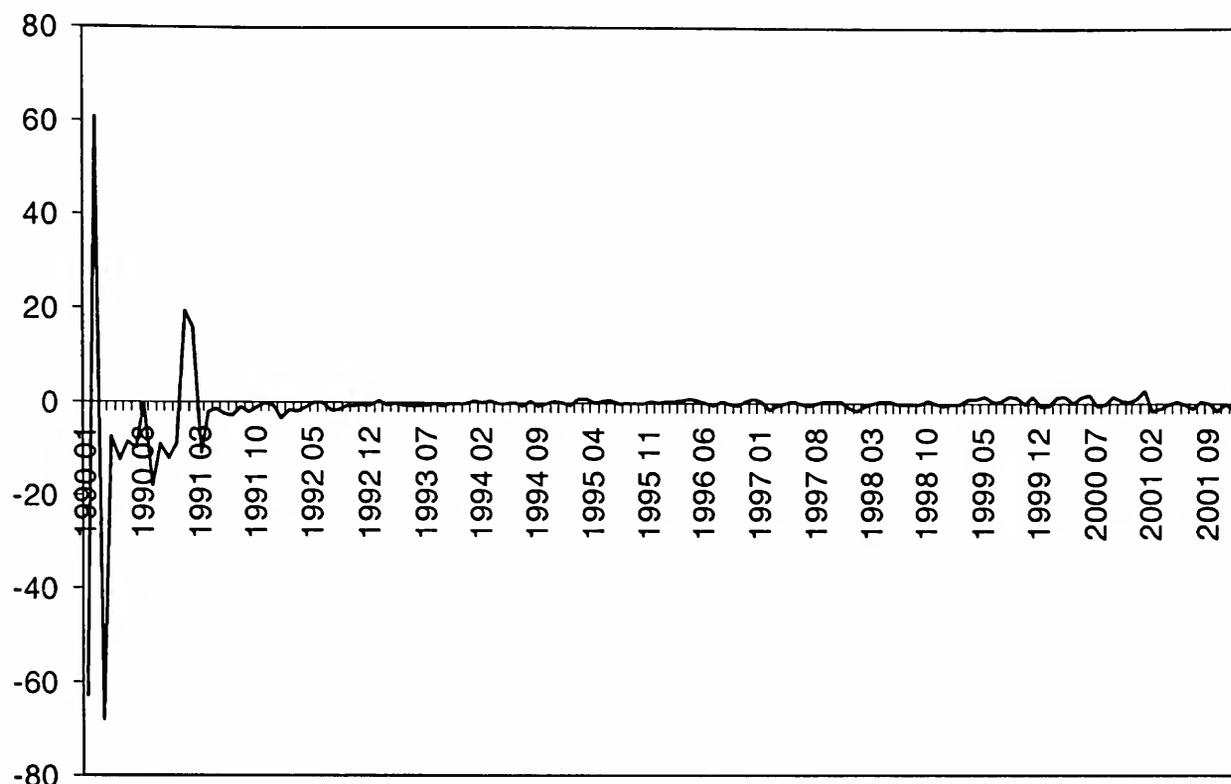
Figura 3
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Guarani/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Paraguai e EUA no Período de 1995/12 a 2002/01



Quanto às variações percentuais mensais do Paraguai ante os EUA, observam-se (Figura 3) altas oscilações em todo o período de estudo, tendo as variações percentuais mensais positivas uma maior predominância e maiores valores em termos absolutos. Este fato pode estar possivelmente associado à maior fragilidade da economia paraguaia.

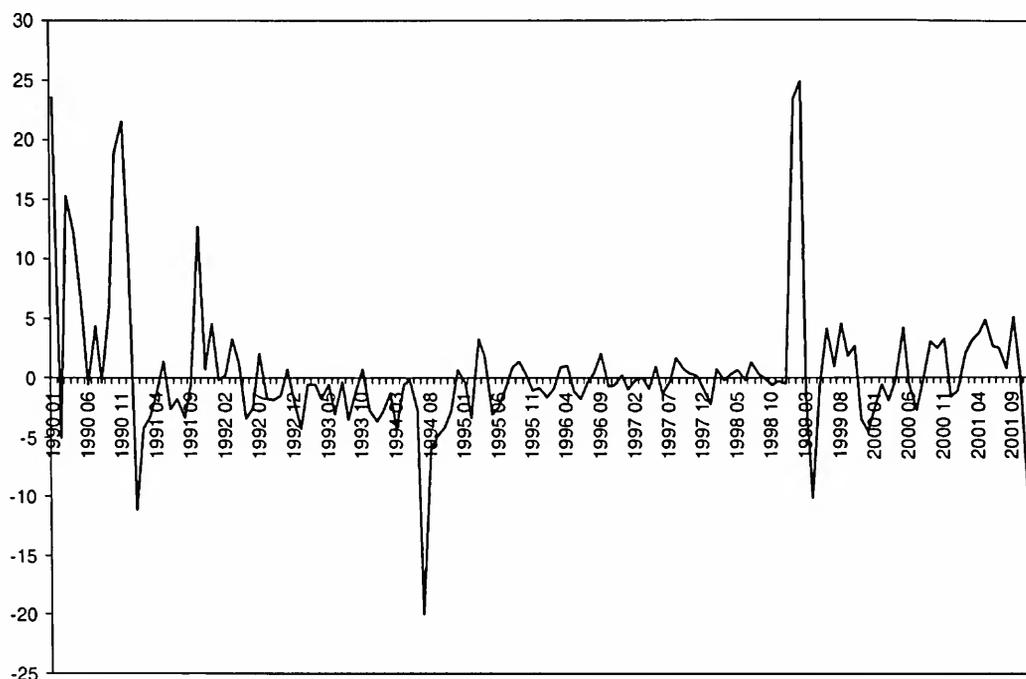
A Figura 4, a seguir, que se refere às oscilações das variações percentuais mensais do Uruguai ante os EUA, mostra que as oscilações maiores se deram apenas no período inicial e final de estudo, estando, assim, na maior parte do tempo, próxima do eixo principal. Este resultado sugere que a taxa de câmbio uruguaia é relativamente mais adequada para as correntes de comércio em comparação com os demais países do Mercosul.

Figura 4
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Peso Uruguaio/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Uruguai e EUA no Período de 1990/01 a 2001/11



As variações percentuais mensais referentes aos países Brasil e Argentina, observadas na Figura 5, mostram fortes oscilações em torno do eixo principal no período inicial da abertura comercial brasileira e da dolarização da Argentina. No final do ano de 1991 até o início do ano 1999 estas oscilações se mostram relativamente reduzidas, tendo seu comportamento alterado apenas após a implantação do Plano Real, retornando novamente a uma menor oscilação depois da mudança da banda cambial em 1995. Com a crise do Brasil em janeiro de 1999, as oscilações voltam a aumentar, mas não na magnitude observada durante o período inicial da abertura da economia brasileira.

Figura 5
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Real/Peso Argentino e do Diferencial de Inflação do Brasil e Argentina no Período de 1989/12 a 2002/01



Em síntese, as variações percentuais mensais das taxas de câmbio dos países do Mercosul em relação aos Estados Unidos seguem diferentes comportamentos quanto às magnitudes dos desvios em torno do eixo principal. As que mais se aproximam são as oscilações da Argentina e do Uruguai, mostrando que as desvalorizações ou valorizações nominais superiores ou inferiores ao diferencial de inflação aconteceram quase que no mesmo período de tempo. Desta forma, as taxas de câmbio destes países ante os EUA estiveram em um nível mais equilibrado de comércio do que as do Brasil e, principalmente, as do Paraguai.

Já quando se analisam as variações percentuais mensais das taxas de câmbio entre as economias do Brasil e Argentina, percebe-se o mesmo comportamento das variações do Brasil ante os EUA, ou seja, nota-se uma clara instabilidade das oscilações do câmbio associada ao período inicial da abertura da economia brasileira nos anos 1990. Além disto, há três momentos importantes de desalinhamento: pré-dolarização da Argentina, pós-implantação do Plano Real e entre janeiro e abril de 1999, época da crise do Brasil.

Uma inferência que se deriva da maioria dos gráficos analisados é que as variações da taxa de câmbio nominal não compensaram as diferenças nas variações inflacionárias, uma vez que a VPM não apresentou uma linha horizontal de valor equivalente a zero. Esse resultado sugere, a princípio, que a teoria da PPC não se confirma para a maioria dos países do Mercosul nos períodos analisados.

Dando seguimento às análises, a próxima seção procura encontrar evidências empíricas acerca da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal e a diferença entre os índices de preços interno e externo para os países do Mercosul.

5 Evidência empírica da PPC

Esta seção visa testar empiricamente a validade da hipótese de paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, para os países do bloco Mercosul. O período amostral varia conforme o país, ou seja, para o Brasil o período se estende de 12/1989 a 03/2002, para a Argentina de 01/1986 a 01/2002, para o Paraguai de 12/1995 a 01/2002, e para o Uruguai de 01/1990 a 11/2001. Ambas as variáveis, isto é, taxa de câmbio nominal e índices de preços, foram obtidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A razão entre os preços dos *tradables e non-tradables* é representada pela razão entre o índice de preços no atacado (IPA) para o país externo e o índice de preços ao consumidor (IPC) para o país doméstico.

Antes de se proceder ao teste de co-integração procurou-se analisar o comportamento de cada série aplicando-se o teste de raiz unitária e a medida de persistência de Cochrane, que se destinam à verificação da ordem de integração das séries em análise, ou seja, se elas são estacionárias ou não. Segundo Enders (1995), uma série temporal é dita fracamente estacionária quando seus dois primeiros momentos são constantes e a covariância entre dois valores da própria série em períodos distintos depende exclusivamente da distância temporal entre esses valores.

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste de raiz unitária para as séries de tempo aqui analisadas. Estes indicam que as séries da diferença de preços e das taxas de câmbio nominal, independentemente do país ou da amostra considerada, são integradas de primeira ordem, ou seja, $I(1)$, sendo necessário diferenciar uma vez as séries para se obter a estacionariedade.

Como os testes de raiz unitária são extremos, no sentido de que apenas indicam se um componente *random walk* está presente ou não em determinada série, alguns autores o questionam. Por exemplo, segundo Cochrane (1988), os testes de raiz unitária são muito sensíveis à existência de um componente permanente pequeno, de tal forma que eles tendem a não rejeitar a hipótese nula.

Cochrane (1988) propõe uma medida de persistência não paramétrica baseando-se na variância das longas diferenças da série, a fim de captar o peso do componente *random walk*. A idéia por trás desta medida está no seguinte argumento: se a série é um *random walk* puro,

isto implica que a variância de suas k diferenças deve crescer linearmente com a diferença k , ou seja, $\text{var}(\Delta^k Y_t) = k\sigma_\varepsilon^2$; caso seja estacionária, a variância de suas k diferenças tende a uma constante, ou seja, $\text{var}(\Delta^k Y_t) \rightarrow 2\sigma_Y^2$. Este procedimento é mais adequado para se evitar a sensibilidade do teste de raiz unitária ADF.

Tabela 1
Teste de Raiz Unitária⁴ para os Países do Mercosul

Variáveis	Amostra	k	ADF
e - BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	02	-0.7747
Δe - BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	02	-3.3727**
(p - p*) - BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	02	-0.5991
$\Delta(p - p^*)$ BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	01	-3.6899**
e - ARG/EUA	1986:01 - 2002:01	04	-1.5189
Δe - ARG/EUA	1986:01 - 2002:01	01	-5.2006**
(p - p*) - ARG/EUA	1986:01 2002:01	02	-1.2336
$\Delta(p - p^*)$ ARG/EUA	1986:01 2002:01	01	-4.6997**
e - PAR/EUA	1995:12 - 2002:01	03	-2.9128
Δe - PAR/EUA	1995:12 2002:01	02	-2.2166*
(p - p*) - PAR/EUA	1995:12 - 2002:01	03	-1.9564
$\Delta(p - p^*)$ PAR/EUA	1995:12 - 2002:01	02	-3.0754**
e - URU/EUA	1990:01 2001:11	06	-2.9310
Δe - URU/EUA	1990:01 - 2001:11	05	-3.5088**
(p - p*) - URU/EUA	1990:01 - 2001:11	05	-3.1020
$\Delta(p - p^*)$ URU/EUA	1990:01 - 2001:11	05	-3.2049**
e - BRA/ARG	1989:12 - 2002:01	03	-0.4439
Δe - BRA/ ARG	1989:12 - 2002:01	01	-2.7220**
(p - p*) - BRA/ ARG	1989:12 - 2002:01	03	-1.7576
$\Delta(p - p^*)$ BRA/ ARG	1989:12 - 2002:01	00	-2.0256*

Obs.: * significativo a 5%; ** significativo a 1%; k número de defasagens selecionadas usando-se o critério de seleção t estatístico.

Com vistas a contribuir com o teste de raiz unitária ADF apresentados na Tabela 1, o presente trabalho aplica o teste na versão de Cochrane.

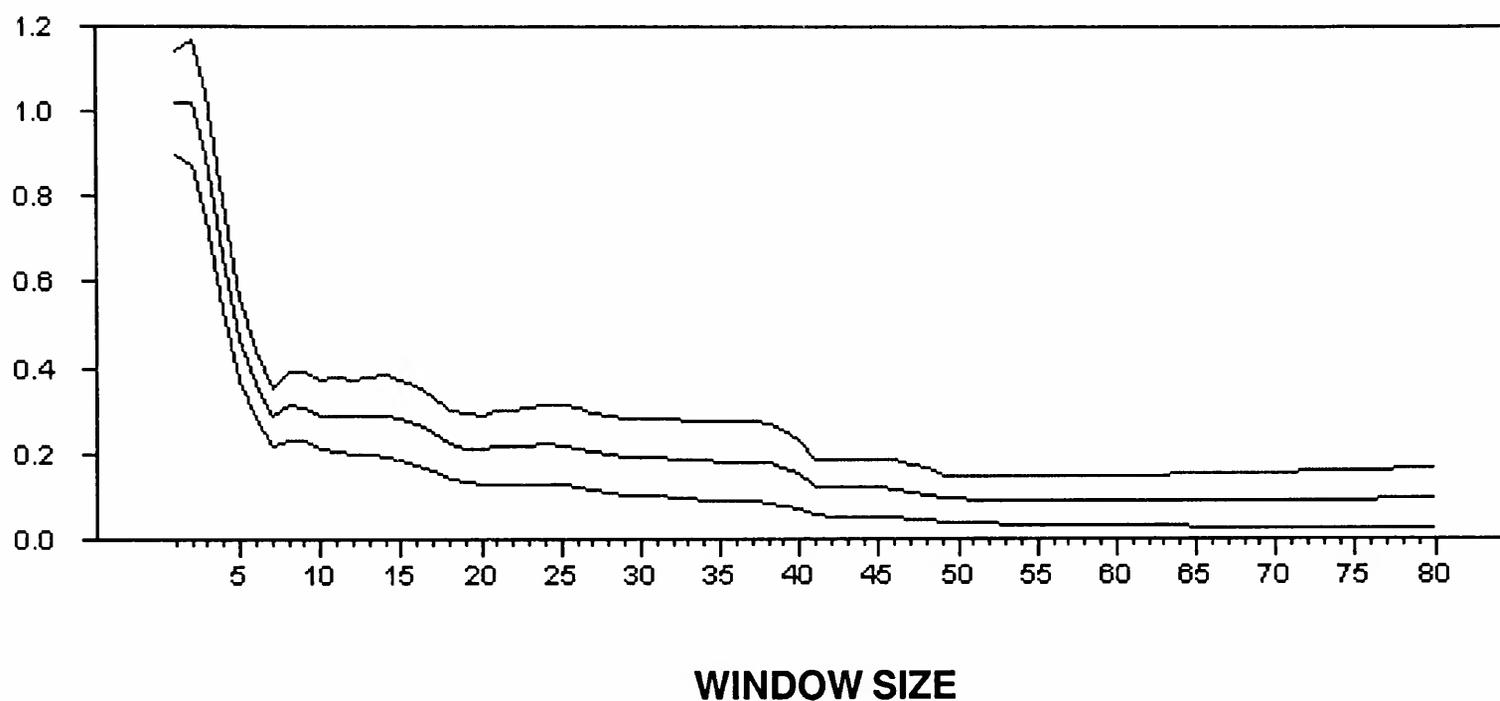
4 O teste DF e ADF podem ser vistos em Enders (1995). Para mais detalhes, ver Dickey e Fuller (1981) e Fuller (1976).

As medidas de persistência de Cochrane,⁵ mostradas nas Figuras de 6 a 15, além das Figuras que podem ser vistas no Apêndice, quantificam o efeito final de um choque de 1% sobre a trajetória de longo prazo das séries Δe e $\Delta(p - p^*)$, representativas dos países do Mercosul aqui estudadas. Ou seja, a medida de persistência responde em quantos períodos após a existência de uma inovação de 1% a variável ainda retém uma determinada porcentagem.

Em séries do tipo *random walk*, o grau de persistência é elevado e os choques são permanentes, enquanto que em séries estacionárias o grau de persistência é baixo e os choques são transitórios.

Figura 6
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - ARG/EUA

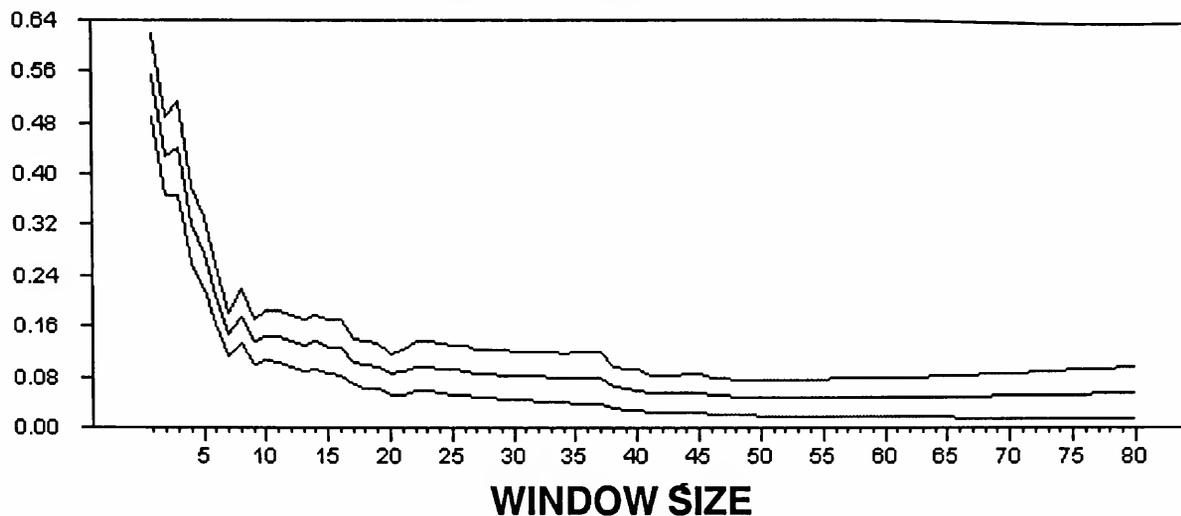
VK +/- 1*SD
Séries: DPREAREUA



5 A medida de persistência de Cochrane foi aplicada somente nas séries em diferenças, uma vez que a discussão pertinente atém-se ao fato das séries serem I(1) ou I(2). As medidas foram calculadas pelos autores no programa RATS.

Figura 7
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - ARG/EUA

VK +/- 1*SD
 Séries: DCAMAREUA



Pode ser observado nas Figuras de 6 a 15 e nas Figuras do Apêndice que o valor da janela k , ou seja, o número de períodos no qual se calculou a persistência, foi escolhido para um máximo de 50% da amostra. A tendência para zero nestas Figuras parece óbvia. No entanto, as flutuações de algumas séries são parcialmente permanentes e parcialmente temporárias, isto é, elas podem ser modeladas como uma combinação de um passeio aleatório e de um componente estacionário. Apesar de os choques indicarem ser transitórios, as séries aqui analisadas apresentam particularidades interessantes quanto ao grau de persistência. Uma particularidade que se nota facilmente é a diferença do grau de persistência dos choques em cada série.

Figura 8
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - BRA/EUA

VK +/- 1*SD
 Séries: DPREBREUA

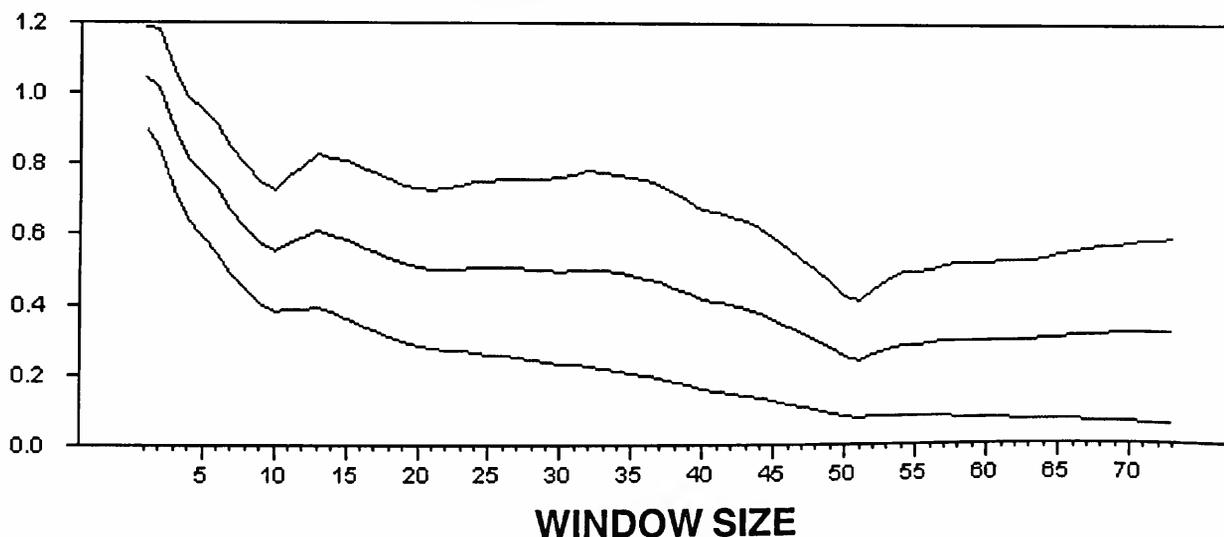
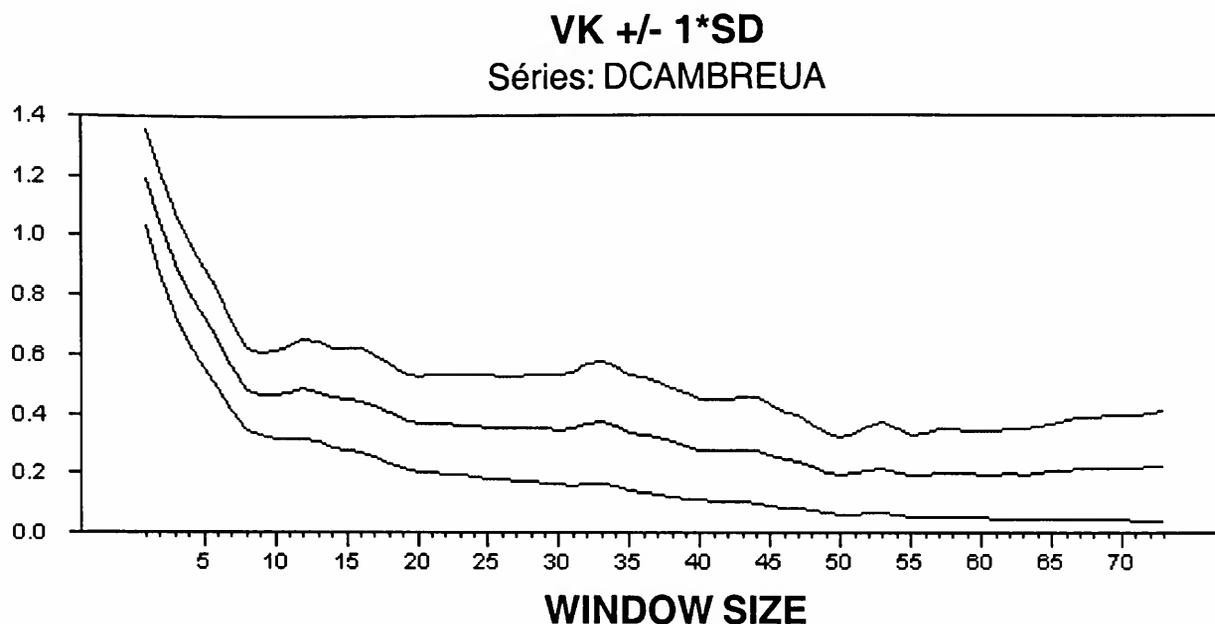


Figura 9
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe BRA/EUA



No caso Argentina-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,31 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto significa que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,31% o valor desta taxa após 80 meses. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 80 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,26%. Para a série $\Delta(p - p^*)$ de Brasil-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,57, o que implica que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,57% o valor desta taxa 73 meses depois. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 73 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,48%.

Figura 10
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - PAR/EUA

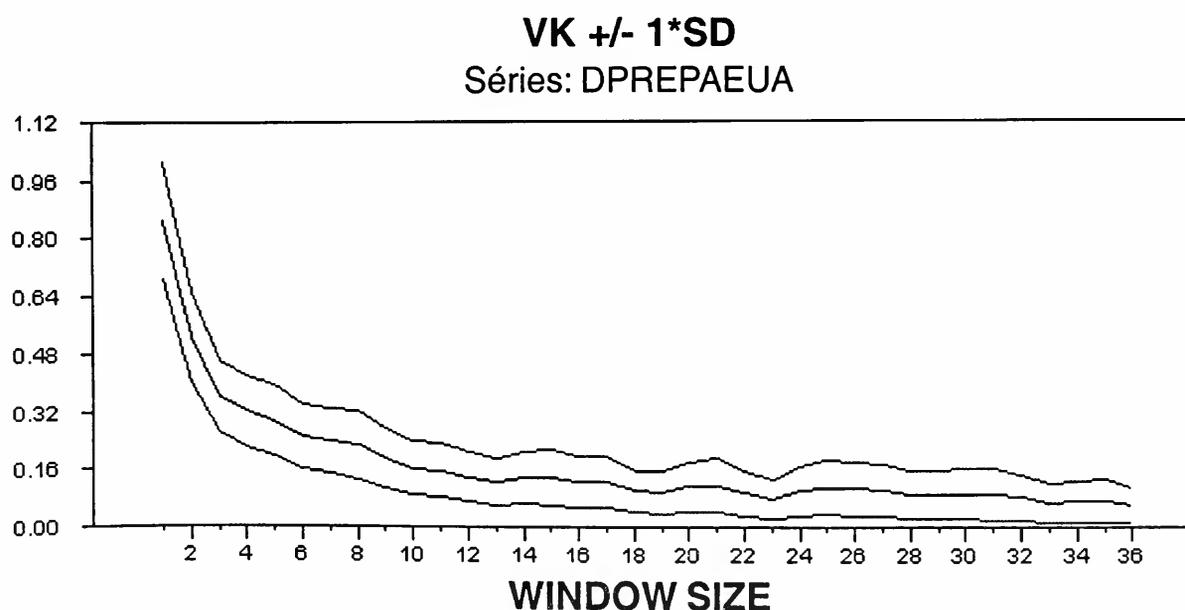
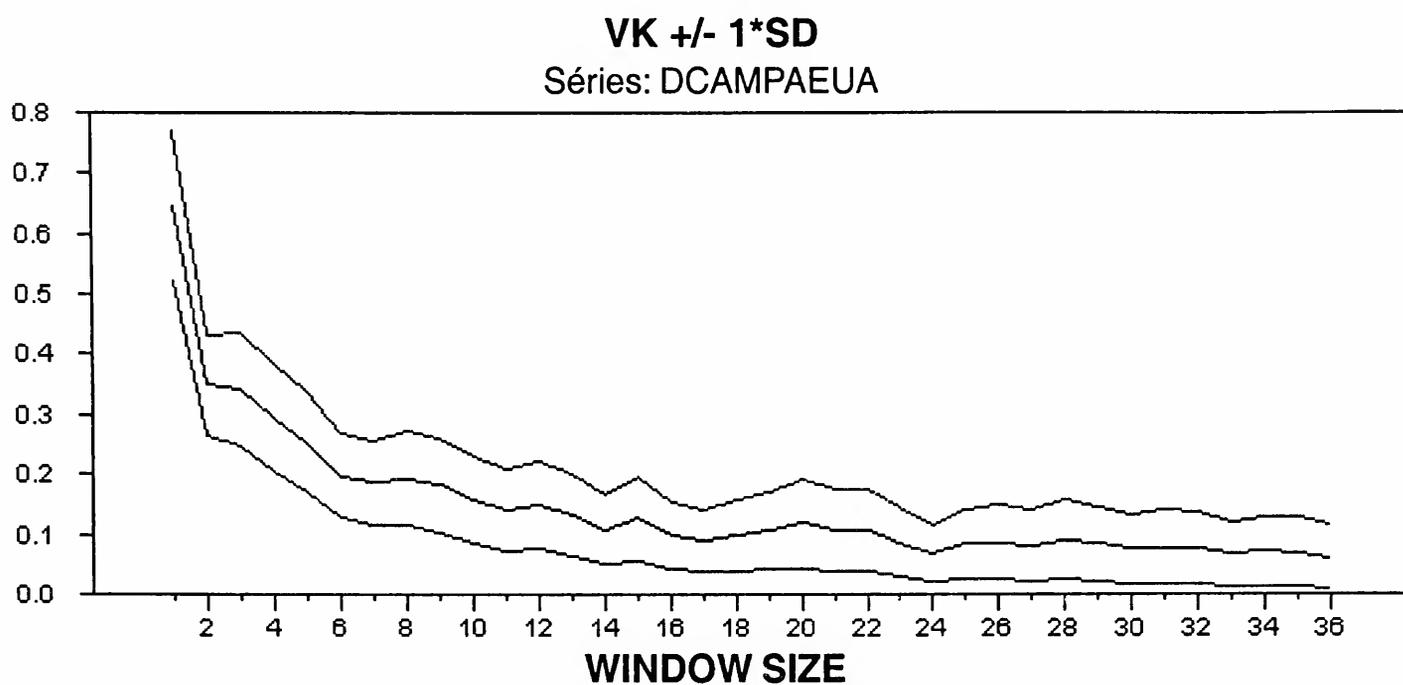


Figura 11
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - PAR/EUA



No caso Paraguai-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,24 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto significa que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,24% o valor desta taxa 36 meses depois.

Figura 12
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - URU/EUA

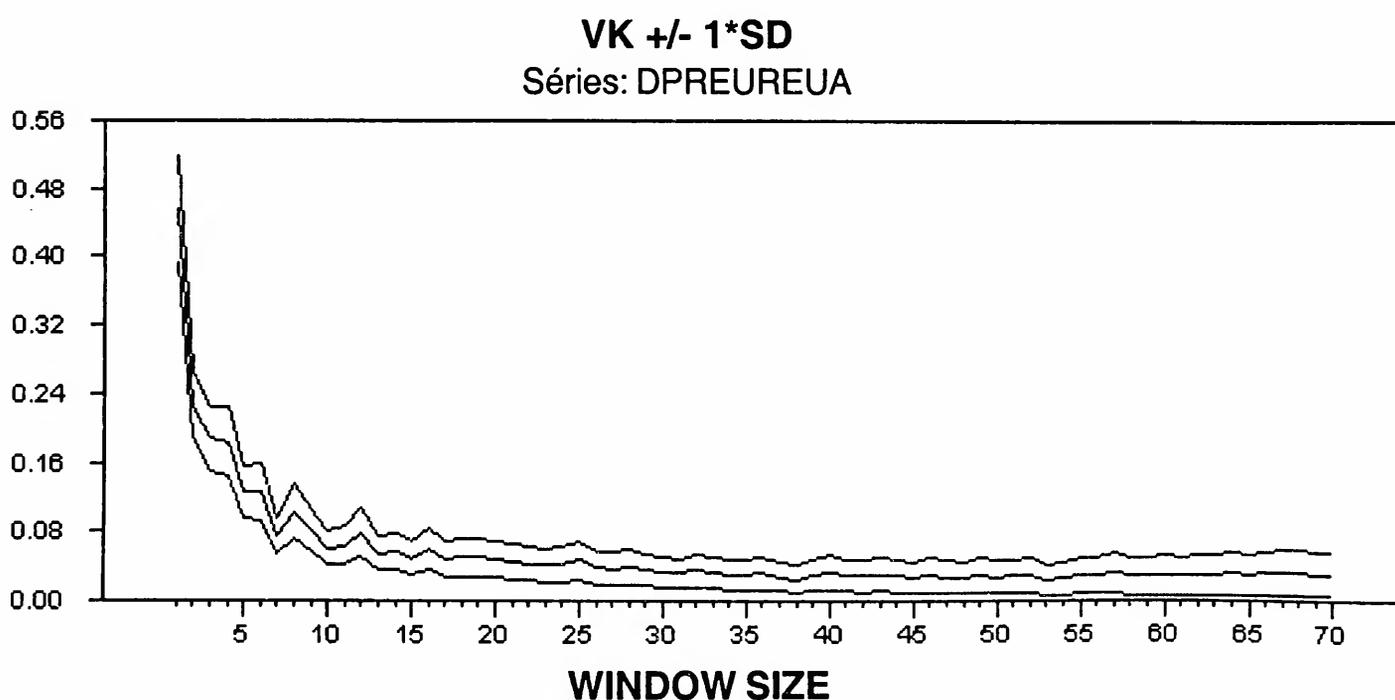
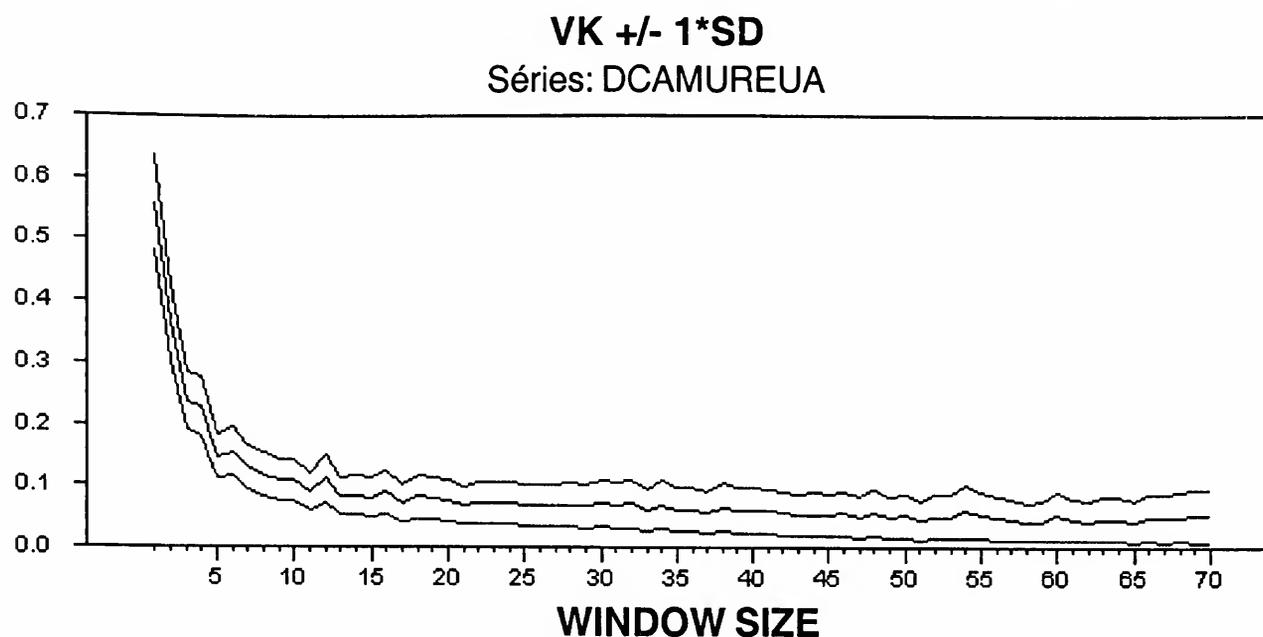


Figura 13
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - URU/EUA



Já os resultados sobre a série Δe revelam que 36 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,27%. Já para Uruguai-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,21 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto implica que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,21% o valor desta taxa 70 meses mais tarde. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 70 meses após a existência de uma inovação de 1%, as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,25%.

Figura 14
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - BRA/ARG

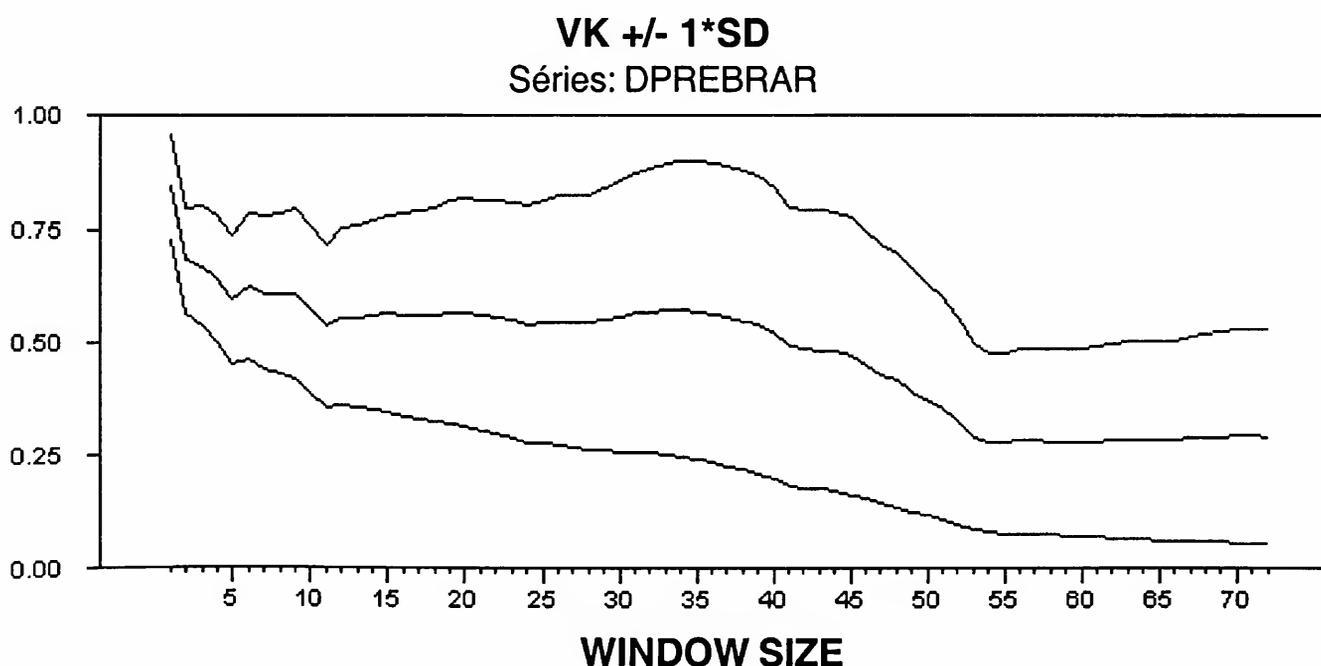
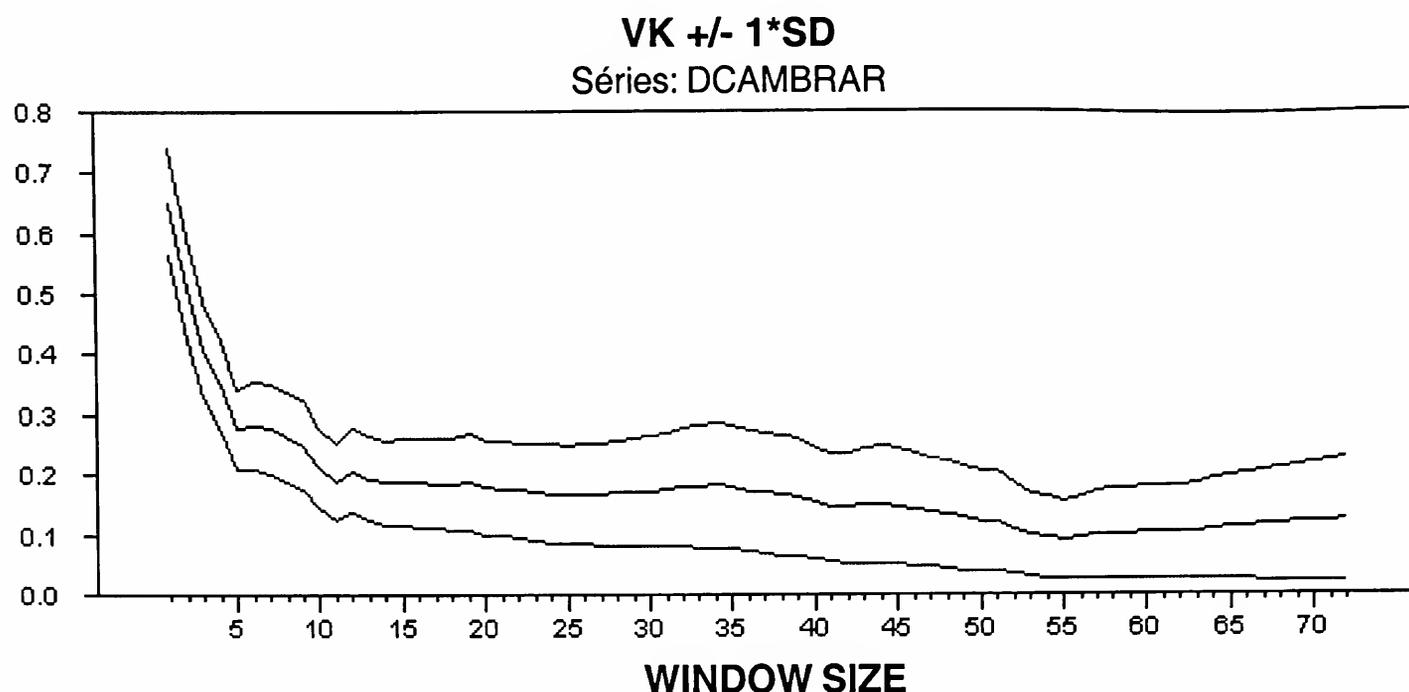


Figura 15
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - BRA/ARG



No caso Brasil-Argentina, o valor de $A(1)$ é 0,54 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto significa que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,54% o valor desta taxa 72 meses depois. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 72 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,36%.

As medidas de persistência de Cochrane calculadas indicam que as séries apresentam choques transitórios, mas ambas as séries do Brasil/EUA e a série $\Delta(p - p^*)$ da Argentina/EUA têm suas flutuações parcialmente permanentes e parcialmente temporárias, fato que permite modelá-las como uma combinação de um passeio aleatório e de um componente estacionário. Aparentemente, as séries do Brasil apresentam um grau de persistência mais elevado, comparativamente às de outros países do bloco. Nota-se também que os parceiros do Brasil absorvem seus choques mais rapidamente.

Seguindo, agora, o procedimento de Johansen e analisando-se as estatísticas do máximo autovalor e do traço constata-se, na Tabela 2, a ausência de vetor de co-integração para as séries referentes ao Brasil/EUA e Paraguai/EUA. Para as séries referentes ao Uruguai/EUA, tanto o teste do traço quanto o teste do máximo autovalor indicam a presença de um vetor de co-integração a 1% de significância. Já para as séries de Argentina/EUA, ambos os testes indicam a presença de dois vetores de co-integração a 1% de significância. Quando se testa Brasil/Argentina, tanto o teste do traço quanto o do máximo autovalor indicam a presença de

um vetor de co-integração a 1% de significância e dois vetores de co-integração a 5% de significância.

Tabela 2
Resultados do Teste de Co-integração de Johansen para os Países do Mercosul

Equações	Hipóteses	Autovalores	Estatística do Máximo autovalor	Estatística do Traço
	$p = 0$ (3)	0.0423	6.2325	11.2117
BRA/EUA	$p \leq 1$	0.0339	4.9792	4.9792
	$p = 0^{**}$ (7)	0.1574	31.6950	38.7743
ARG/EUA	$p \leq 1^{**}$	0.0375	7.0792	7.0792
	$p = 0$ (1)	0.0827	6.2202	6.9678
PAR/EUA	$p \leq 1$	0.0103	0.7476	0.7476
	$p = 0^{**}$ (1)	0.5029	98.5556	98.6661
URU/EUA	$p \leq 1$	0.0007	0.1104	0.1104
	$p = 0^{**}$ (2)	0.1382	21.2773	26.4593
BRA/ARG	$p \leq 1^*$	0.0355	5.1819	5.1819

Obs.: **, * implica rejeitar a hipótese nula a 1% e 5% de significância, respectivamente. (p) número de defasagens usadas no teste, selecionados pelos critérios de informação AIC, SC e HQ.

Os resultados da Tabela 2 permitem inferir que, para as equações Arg/EUA, Uru/EUA e Bra/Arg, existe uma relação entre a taxa de câmbio nominal e a diferença dos índices de preços interno e externo que tende ao equilíbrio de longo prazo.

De modo a reforçar os resultados encontrados do teste de co-integração, testa-se adicionalmente a hipótese de normalidade dos erros das equações da taxa de câmbio e diferencial de preços, uma vez que o teste proposto por Johansen fica bastante enfraquecido se os resíduos não são gaussianos.

A Tabela 3, a seguir, apresenta o resultado do teste de normalidade dos resíduos das equações, constatando-se que a suposição de resíduos gaussianos é violada em todas as equações. Mesmo com a introdução de *dummies* em diversos pontos não foi possível corrigir a normalidade dos resíduos, fato este que pode comprometer seriamente os resultados obtidos. Uma alternativa para se corrigir tal problema seria dividir o período em dois momentos, como fez Holland e Pereira (1999), possibilidade não aplicada nesse trabalho, dado que o período de tempo analisado ficaria bastante reduzido para análises de tendência de longo prazo.

Tabela 3
Testes Sobre os Resíduos das Equações para o Teste de Johansen

Equações		Jarque-Bera	Jarque-Bera ^d
BRA/EUA	Δ^e	291.55**	119.74**
	$\Delta(p - p^*)$	1595.12**	357.95**
ARG/EUA	Δ^e	33362.11**	187.05**
	$\Delta(p - p^*)$	138.725**	238.90**
PAR/EUA	Δ^e	93.42**	15.25**
	$\Delta(p - p^*)$	1.48*	1.289*
URU/EUA	Δ^e	102.84**	74.62**
	$\Delta(p - p^*)$	335.69**	321.27**
BRA/ARG	Δ^e	391.62**	301.87**
	$\Delta(p - p^*)$	299.50**	16.82**

Obs.: ** Rejeição a 1%. d – teste com as *dummies*.

Opta-se, então, alternativamente, por proceder ao teste da hipótese de paridade de poder de compra em sua versão relativa, quando a equação passa a assumir a seguinte forma log-linear:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta(p_t - p_t^*) + v_t \quad (15)$$

onde Δe_t é a variação na taxa de câmbio nominal e $\Delta(p - p^*)$ é a diferença entre as variações dos preços domésticos e externos. Desta forma, espera-se que os eventuais desajustes na paridade real das moedas consideradas sejam acompanhados por medidas corretivas no câmbio nominal, de forma a igualar a diferença entre as inflações doméstica e externa. Ou seja, testa-se $\alpha = 0$, $\beta = 1$ e se v_t é um ruído branco, desde que as séries Δe_t e $\Delta(p - p^*)$ sejam estacionárias no nível, fato comprovado pela Tabela 1.

Apesar da equação (15) indicar a relação de dependência entre variação na taxa de câmbio nominal e o diferencial de inflação, aplica-se aqui o teste de causalidade de Granger para verificar se as informações passadas das diferenças de inflação ajudam a explicar o comportamento das variações na taxa de câmbio nominal.

O conceito de causalidade de Granger é relacionado às noções de precedência e poder explicativo. Suponha o modelo $Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$. Se neste modelo o poder explicativo é idêntico ao do modelo $Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$, então diz-se que X não causa, no sentido de Granger,

Y. A relação de precedência ocorre por utilizar defasagens de Y e X no teste, o que corresponde ao fato de que numa relação de causa e efeito a causa deve ocorrer temporalmente antes do efeito.

Tabela 4
Teste de Causalidade de Granger para os Países do Mercosul

Paridade	H ₀ : Hipótese nula	Estatística F	Probabilidade
BRA/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	9.00021	1.8E-06
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	5.28666	0.00055
ARG/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	87.3344	0.00000
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	8.67898	2.0E-06
PAR/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	2.54893	0.04833
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	1.08610	0.37155
URU/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	1.64941	0.16580
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	4.95293	0.00095
BRA/ARG	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	4.84860	0.00111
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	2.70001	0.03337

Obs.: dados obtidos pelos autores no Eviews 4.

Como pode ser observado na Tabela 4, o teste de causalidade de Granger mostra que a relação é bidirecional para as equações Bra/Eua, Arg/EUA e Bra/Arg, enquanto para a equação Par/EUA é a variação da taxa de câmbio nominal que causa Granger no diferencial de inflação, e para a equação Uru/EUA é o diferencial de inflação que causa Granger na taxa de câmbio nominal.

Apesar das equações Bra/EUA, Arg/EUA e Bra/Arg indicarem uma relação bidirecional, todas as estimativas posteriores da versão relativa da paridade do poder de compra se deram apenas na direção indicada pela equação (15).

A estimativa da PPC relativa permite inferências mais precisas a respeito do comportamento das taxas de câmbio dos países do Mercosul ante o diferencial da inflação doméstica e externa. As equações estimadas podem ser vistas na Tabela 5.

Em todas as regressões estimadas procurou-se analisar os problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade por meio dos testes LM de Breusch-Godfrey e ARCH para diversas

ordens. Os que se mostraram com problemas, como foi o caso das equações da Arg/EUA e Bra/Arg, principalmente no que diz respeito ao teste ARCH, a correção foi feita controlando-se a variância de acordo com o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model*) proposto por Bollerslev (1986), que generalizou o modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) proposto por Engle (1982). Segundo Engle, é possível modelar simultaneamente a média e a variância de uma série quando esta não é constante ao longo do tempo. Estes modelos permitem que a variância condicional seja modelada como um processo ARMA.

Tabela 5
Estimativa da Versão Relativa da Paridade do Poder de Compra
para os Países do Bloco Mercosul

Coeficientes	α	β	\bar{R}^2	F	Teste LM NR^2	Teste ARCH NR^2
PPC Relativa BRA/EUA	0.004 (0.0038) ^{NS}	0.93 (0.024)**	0.91	511.94**	7.39 (0.12) ^a	6.46 (0.17) ^a
PPC Relativa ARG/EUA	0.002 (0.0004)**	0.99 (0.0152)**	0.57	52.27**		4.95 (0.29) ^a
	Equação da variância $\sigma_t^2 = 2.96E - 05 + 4.34\varepsilon_{t-1}^2 + 0.063\sigma_{t-1}^2$ (7.16E-06)** (0.296)** (0.0117)**					
PPC Relativa PAR/EUA	0.007 (0.1119)**	0.445 (0.1448)**	0.42	18.04**	0.75 (0.86) ^a	0.97 (0.91) ^a
PPC Relativa URU/EUA	0.006 (0.0013)**	0.62 (0.0409)**	0.63	61.75**	1.84 (0.60) ^a	6.05 (0.20) ^a
PPC Relativa BRA/ARG	0.008 (0.0052) ^{NS}	0.91 (0.0264)**	0.79	111.52**		0.24 (0.99) ^a
	Equação da variância $\sigma_t^2 = 0.002 + 0.49\varepsilon_{t-1}^2 + 0.47\varepsilon_{t-2}^2 - 0.33\sigma_{t-1}^2$ (0.00047)** (0.1719)** (0.1233)** (0.2629) ^S					

Obs.: () desvio padrão; **, * significativo a 1%, 5%; NS não significativo a pelo menos 5%; a - implica probabilidade para 3 e 4 lags, respectivamente.

As estimativas das regressões mostram, no que diz respeito ao coeficiente de determinação ajustado, que a variável diferencial de inflação explica boa parte das variações na taxa de câmbio nominal.⁶ Os coeficientes de determinação ajustados de maior valor foram observados

7 Algumas *dummies* pontuais foram introduzidas para se obter os resultados da Tabela 6. Seus coeficientes estimados foram: 07/1994 (-0.15) e 01/1999 (0.21) para Brasil/EUA; 04/1998(0.054) e, 07/2001(0.051) para Paraguai/EUA; 12/1989 (0.62) para Arg/EUA; 09/1990 (-0.037), 08/1993 (-0.036) e 10/1994 (-0.028) para Uruguai/EUA, sendo as *dummies* significativas a 1%.

nos casos de Bra/EUA e Bra/Arg. A estatística F rejeita, para todas as equações analisadas, a hipótese de que os coeficientes são nulos, com 1% de significância.

De acordo com a teoria da PPC, a paridade existiria para todas as moedas do Mercosul se os coeficientes $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ fossem estatisticamente iguais a 0 e 1. Embora isso não tenha ocorrido literalmente, os resultados permitem, ainda assim, algumas inferências interessantes.

Apesar do coeficiente $\hat{\alpha}$ de todas as equações se mostrar próximo de zero, estando assim de acordo com a teoria, houve a necessidade de introduzir variáveis *dummies* pontuais, fato previsível pela análise gráfica e, principalmente, pelas mudanças políticas e econômicas ocorridas nos principais países do Mercosul no período em estudo.

Com relação ao coeficiente $\hat{\beta}$ das equações, ressalta-se que eles foram, em parte, coerentes com a teoria e os que mais se aproximaram da hipótese da PPC foram os referentes ao Brasil e Argentina. Isto permite inferir que os eventuais desajustes na paridade real das moedas foram acompanhados por alguma medida corretiva no câmbio nominal, sem impedir demasiadamente a competitividade natural destas economias.

6 Conclusões

A coordenação cambial entre os países do Mercosul é uma condição imprescindível para que a integração econômica avance no Cone Sul e possa, eventualmente, seguir os passos europeus.

Com a aplicação da teoria da Paridade do Poder de Compra procurou-se verificar o comportamento da taxa de câmbio dos países do bloco Mercosul, observando se as desvalorizações ou valorizações cambiais têm tomado por base o diferencial de inflação da moeda nacional ante a moeda externa. Os resultados das análises gráficas e econométrica não validam a hipótese da PPC em sua versão absoluta e relativa para os países do bloco, ou seja, que as desvalorizações cambiais acompanharam *pari passu* o comportamento do diferencial de inflação doméstica ante a moeda americana. Ainda assim, eles permitem inferir que os eventuais desajustes na paridade real das moedas foram seguidos por alguma medida corretiva no câmbio nominal, sem impedir demasiadamente a competitividade natural das economias.

Futuras pesquisas sobre esse assunto deveriam utilizar modelos econométricos capazes de captar, de forma mais rigorosa, as mudanças políticas e econômicas ocorridas nos principais países do Mercosul no período em estudo. Neste sentido, os testes aqui apresentados poderiam ser repetidos utilizando-se os modelos do tipo *markov switching*, testes de raiz unitária com quebras estruturais múltiplas etc.

Referências bibliográficas

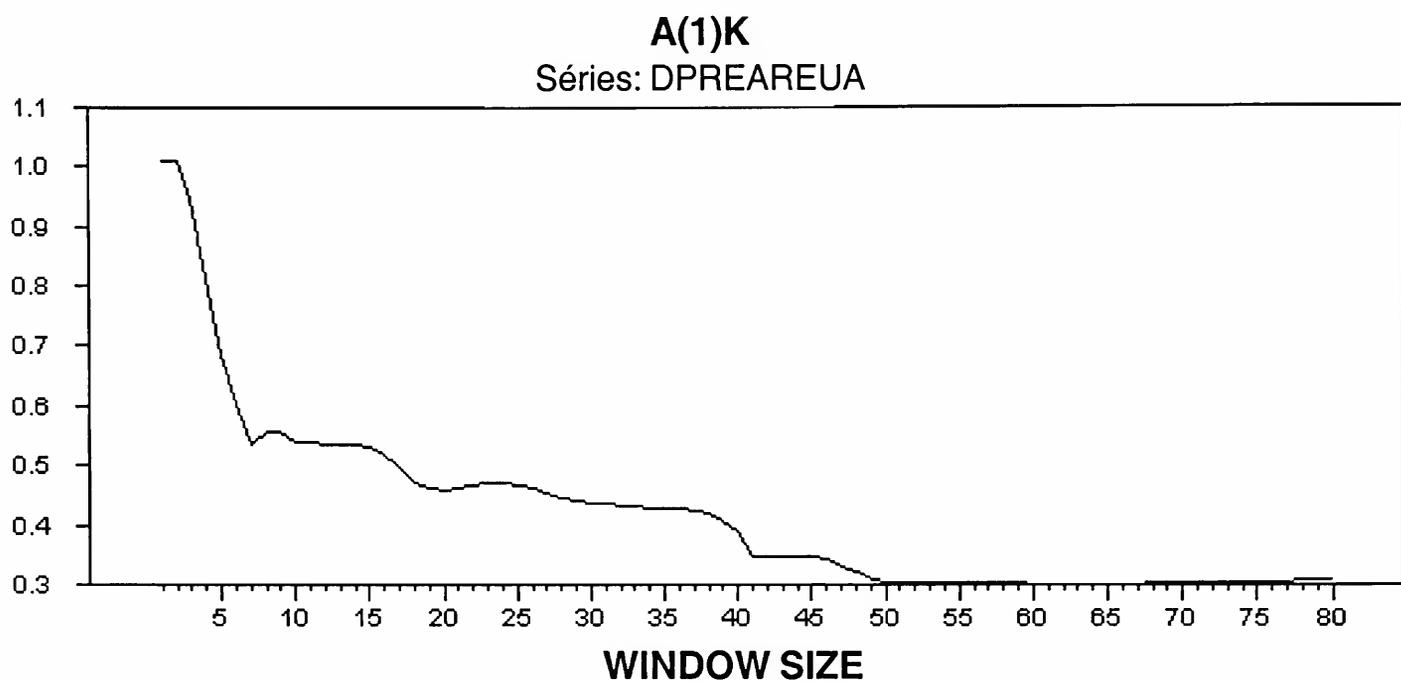
- Andrade, J. P.; Silva, M. L. F.; Carneiro, F. G. Contrasting monetary policies within the Mercosur experiment. *Economia Aplicada*, São Paulo, FIPE/FEA-USP, v. 4, n. 2, p. 223-251, abril/junho 2000.
- Bevilaqua, A. S. Macroeconomic coordination and commercial integration in Mercosul. *Texto para Discussão* n. 378. Departamento de Economia, PUC – Rio, 1997. 25p.
- Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, p. 307-27, 1986.
- Brasil. *Sistema financeiro no Mercosul: uma análise comparativa*. Rio de Janeiro: ANDIMA, 1999. 112p.
- Cassel, G. *Money and foreign exchange after 1914*. New York: MacMillan, 1922.
- _____. *Post-war monetary stabilization*. New York: Columbia University Press, 1928.
- Cheung, Y. W.; Lai, K. S. On cross-country differences in the persistence of real exchange rates. *Journal of International Economics* 50, p. 375-397, 2000.
- Cochrane, J. H. How big is the random walk in GNP. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 5, p. 893-920, 1988.
- Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, 1981.
- Dornbusch, R. Purchasing power parity. In: *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*. New York: Stockton Press, p. 236-244, 1992. V. 3
- Edwards, S.; Savastano, M. A. Exchange rates in emerging economies: what do we know? What do we need to know? *NBER Working Paper Series 7228*, July 1999, 74p.

- Enders, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Engle, R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, p. 987-1007. 1982.
- Engle, R. F.; Granger, J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, p. 251-276, 1987
- Froot, K. A.; Rogoff, K. Perspectives on PPC and long run exchange rates. *NBER Working Paper* 4952, dezembro de 1994, 57p.
- Fuller, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: Willey, 1976.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- Johansen, S.; Juselius, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, p. 211-244, 1992.
- Johansen, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford University Press, 1996.
- Ratti, B. *Comércio internacional e câmbio*. 5 ed. São Paulo: Aduaneiras, 1985, 585p.
- Taylor, A. A century of purchasing power parity. *NBER Working Paper* 8012, novembro de 2000, 22p.

Apêndice

Medida de persistência de Cochrane

1. Argentina - EUA



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 1.01929 Asymptotic SD 0.12044

A1 1.00964

Window size = 2 V 1.02005 Asymptotic SD 0.14762

A1 1.01001

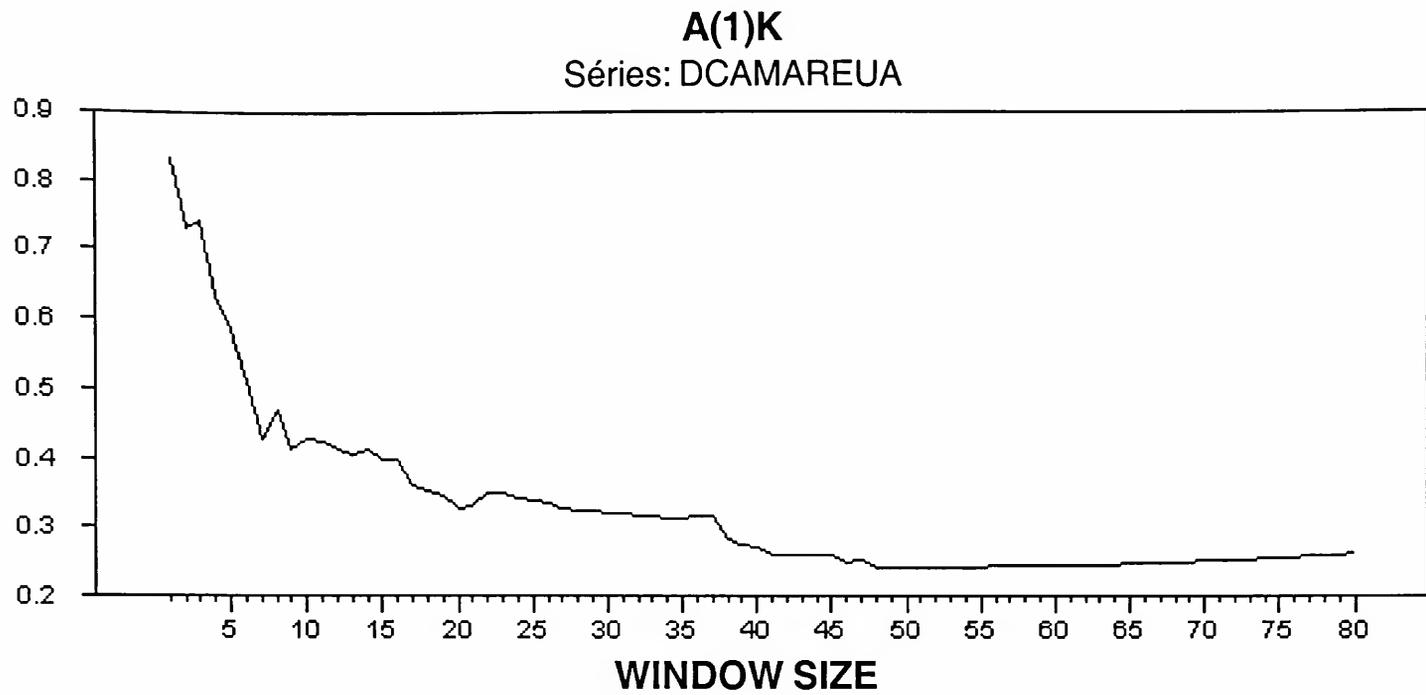
⋮

Window size = 79 V 0.09526 Asymptotic SD 0.07119

A1 0.30866

Window size = 80 V 0.09602 Asymptotic SD 0.07221

A1 0.30989



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.55280 Asymptotic SD 0.06532

A1 0.83166

Window size = 2 V 0.42717 Asymptotic SD 0.06182

A1 0.73107

⋮

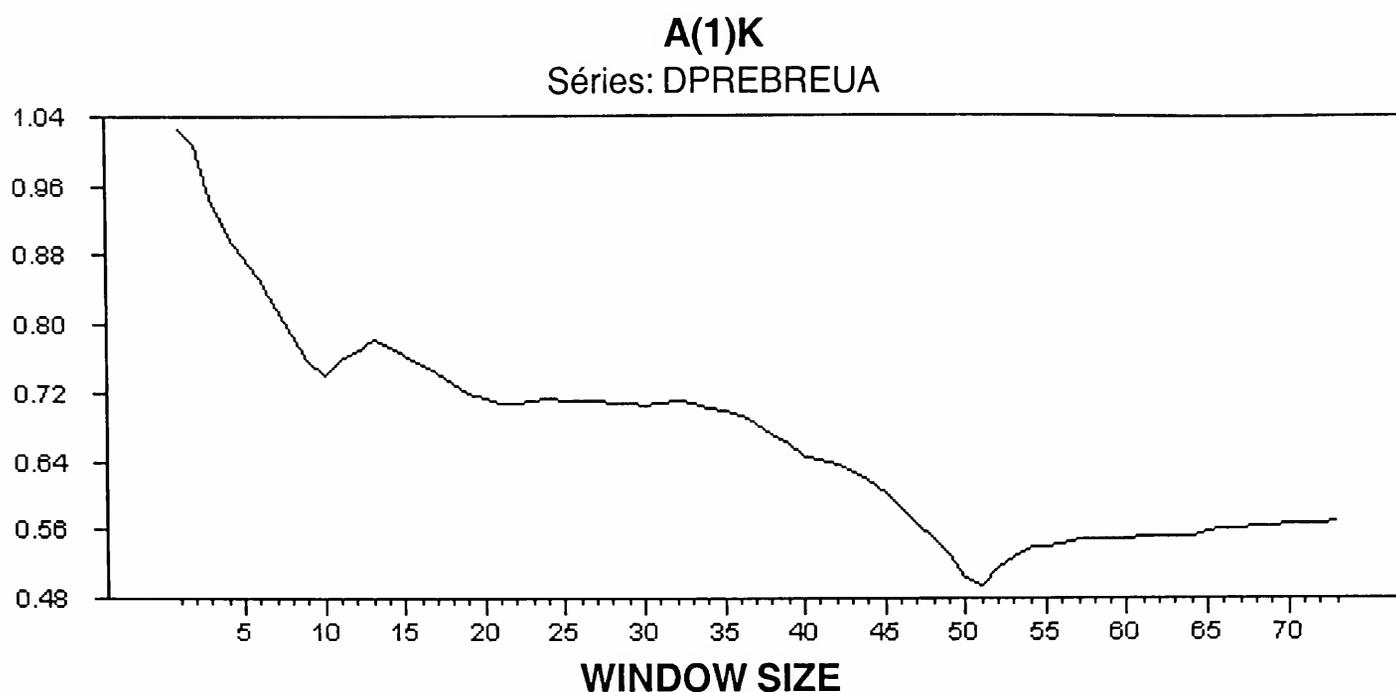
Window size = 79 V 0.05459 Asymptotic SD 0.04080

A1 0.26135

Window size = 80 V 0.05515 Asymptotic SD 0.04147

A1 0.26269

2. Brasil - EUA



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 1.04730 Asymptotic SD 0.14154

A1 1.02394

Window size = 2 V 1.01321 Asymptotic SD 0.16771

A1 1.00714

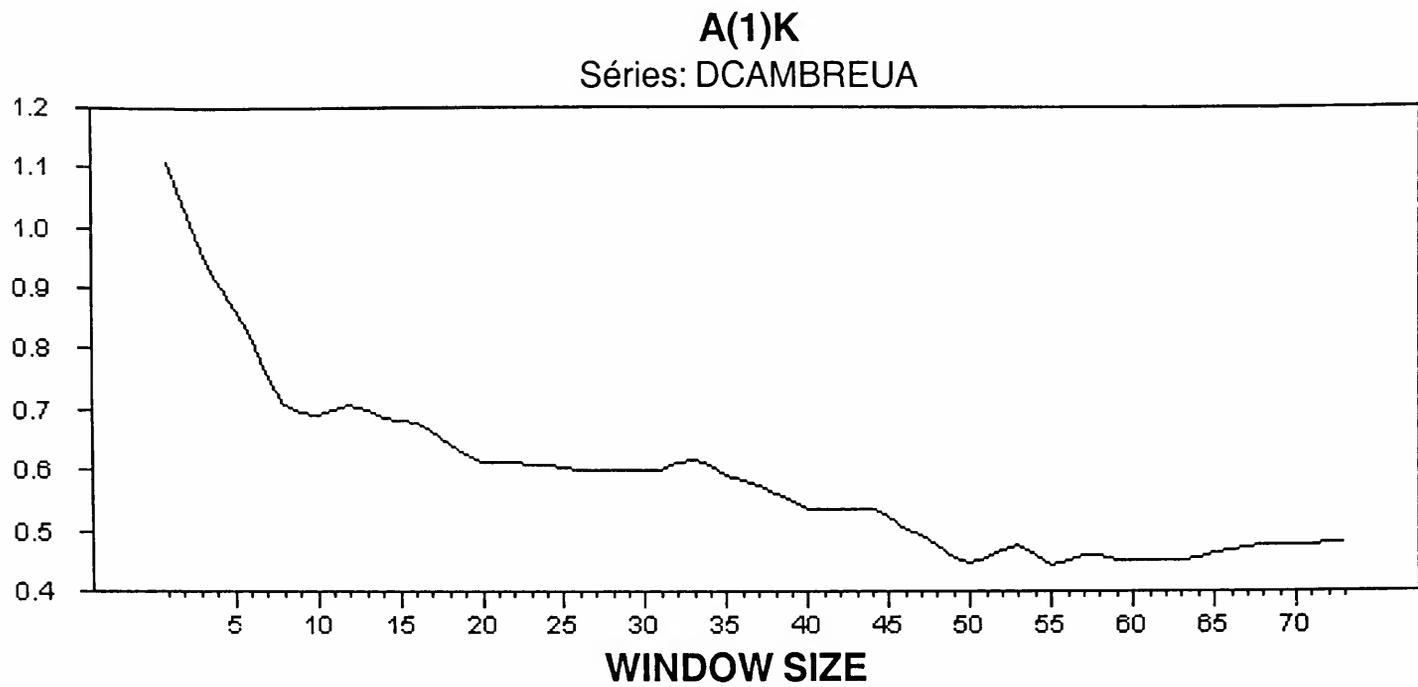
⋮

Window size = 72 V 0.32135 Asymptotic SD 0.26238

A1 0.56719

Window size = 73 V 0.32339 Asymptotic SD 0.26585

A1 0.56898



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 1.19019 Asymptotic SD 0.16085

A1 1.10950

Window size = 2 V 1.04500 Asymptotic SD 0.17297

A1 1.03962

⋮

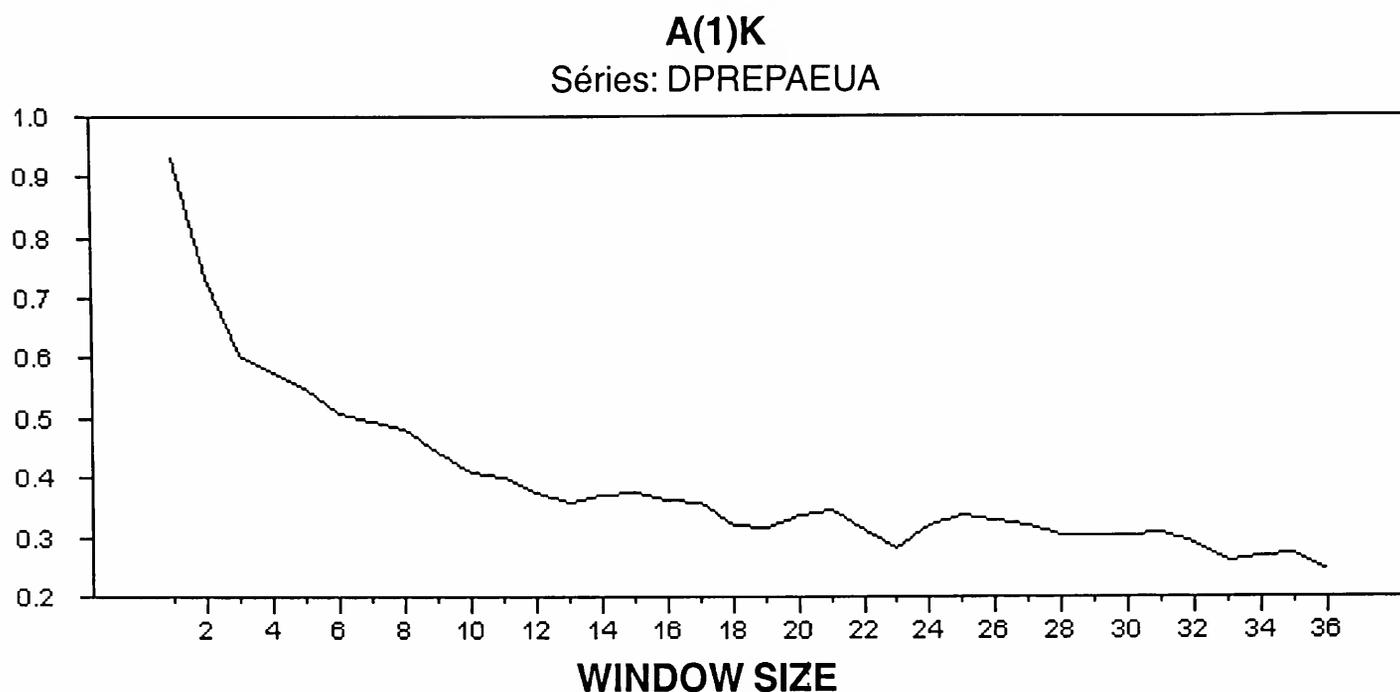
Window size = 72 V 0.22343 Asymptotic SD 0.18243

A1 0.48071

Window size = 73 V 0.22517 Asymptotic SD 0.18511

A1 0.48259

3. Paraguai - EUA



WARNING: SMALL SAMPLE = 73 OBSERVATIONS

RESULTS MAY NOT BE RELIABLE

COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.84980 Asymptotic SD 0.16354

A1 0.93219

Window size = 2 V 0.52666 Asymptotic SD 0.12414

A1 0.73386

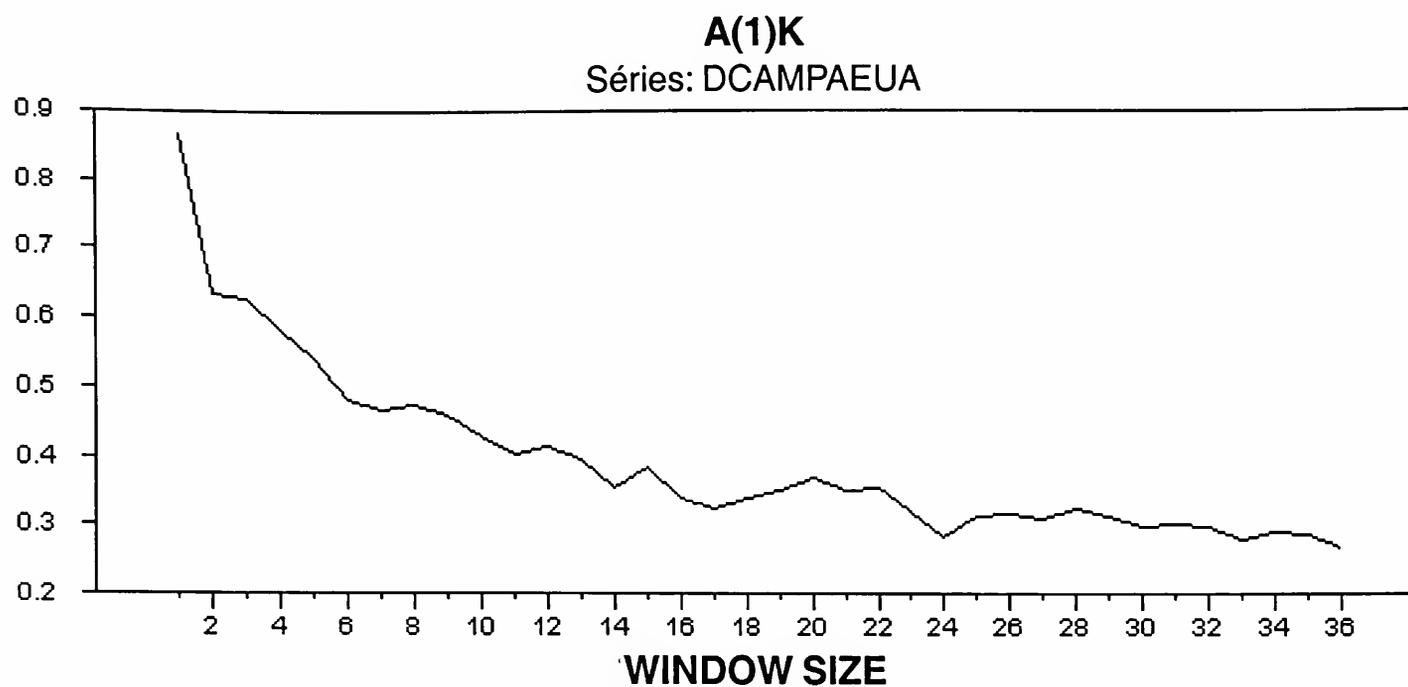
⋮

Window size = 35 V 0.07394 Asymptotic SD 0.06037

A1 0.27497

Window size = 36 V 0.05816 Asymptotic SD 0.04814

A1 0.24386



WARNING: SMALL SAMPLE = 73 OBSERVATIONS

RESULTS MAY NOT BE RELIABLE

COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.64625 Asymptotic SD 0.12437

A1 0.86374

Window size = 2 V 0.34867 Asymptotic SD 0.08218

A1 0.63444

⋮

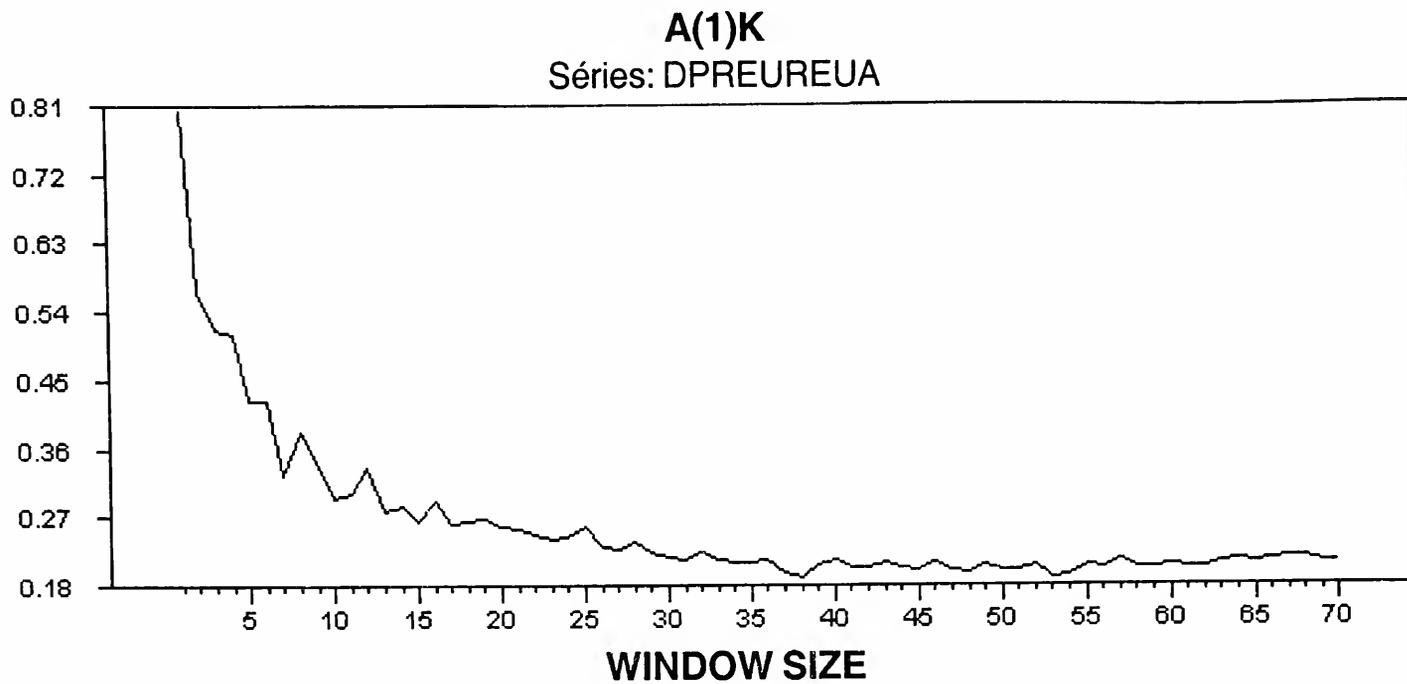
Window size = 35 V 0.07026 Asymptotic SD 0.05737

A1 0.28480

Window size = 36 V 0.06213 Asymptotic SD 0.05143

A1 0.26781

4. Uruguai - EUA



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.45491 Asymptotic SD 0.06256

A1 0.80281

Window size = 2 V 0.22566 Asymptotic SD 0.03801

A1 0.56543

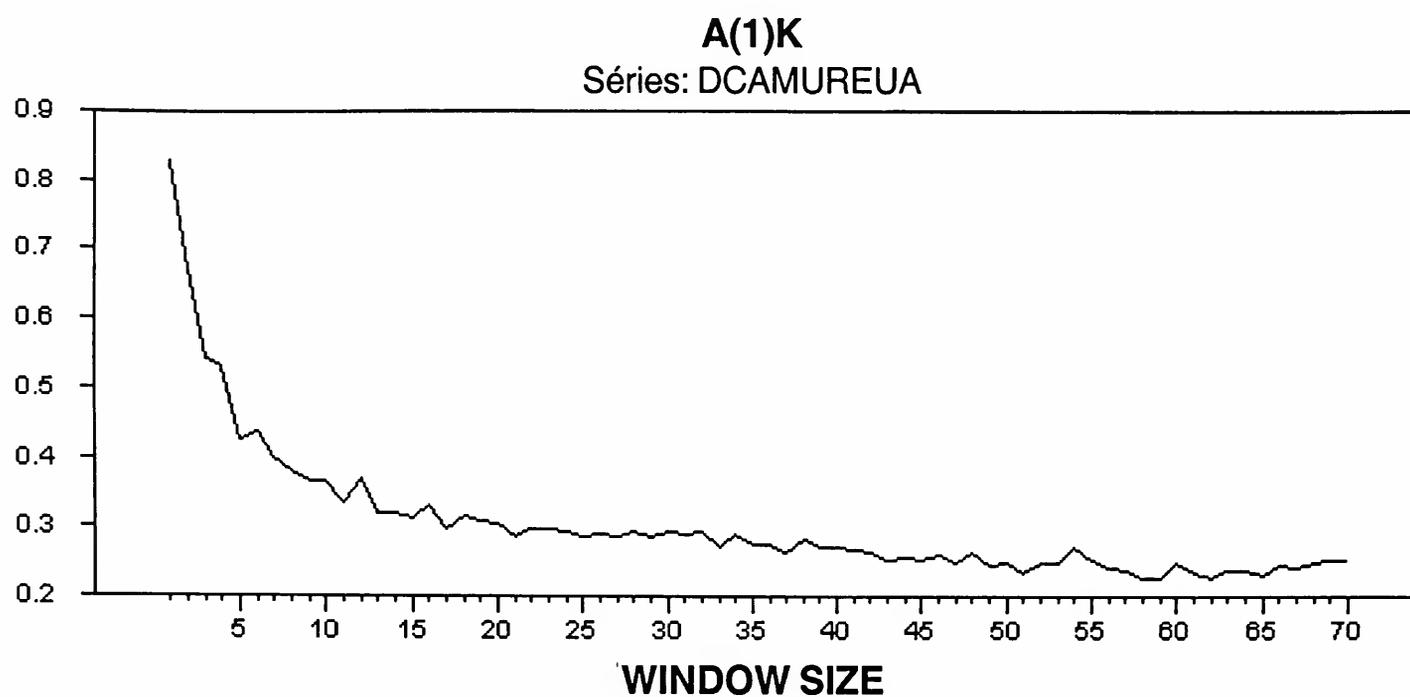
⋮

Window size = 69 V 0.03155 Asymptotic SD 0.02567

A1 0.21142

Window size = 70 V 0.03128 Asymptotic SD 0.02563

A1 0.21053



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.55813 Asymptotic SD 0.07676

A1 0.82872

Window size = 2 V 0.36550 Asymptotic SD 0.06156

A1 0.67062

⋮

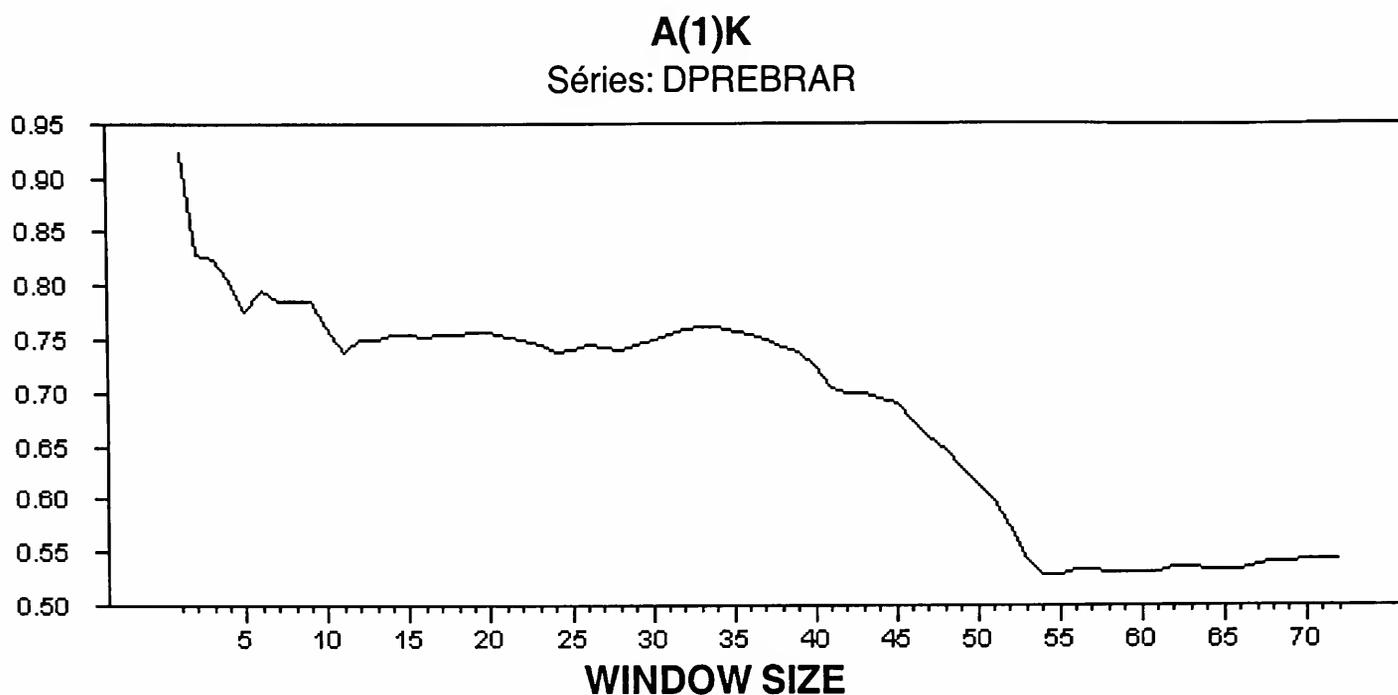
Window size = 69 V 0.05148 Asymptotic SD 0.04188

A1 0.25168

Window size = 70 V 0.05201 Asymptotic SD 0.04261

A1 0.25297

5. Brasil – Argentina



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.84278 Asymptotic SD 0.11469

A1 0.92337

Window size = 2 V 0.68169 Asymptotic SD 0.11361

A1 0.83044

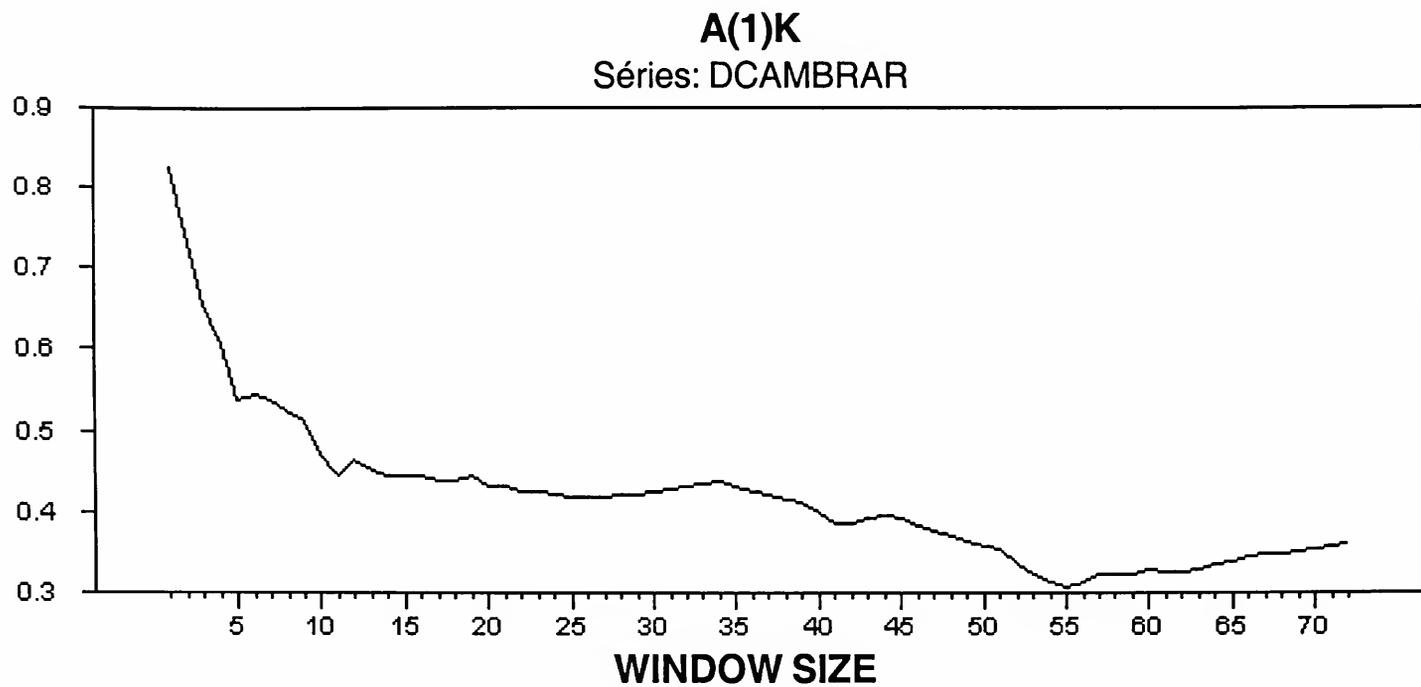
⋮

Window size = 71 V 0.29243 Asymptotic SD 0.23877

A1 0.54391

Window size = 72 V 0.29125 Asymptotic SD 0.23945

A1 0.54282



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.65127 Asymptotic SD 0.08863

A1 0.82522

Window size = 2 V 0.50920 Asymptotic SD 0.08487

A1 0.72968

⋮

Window size = 71 V 0.12192 Asymptotic SD 0.09955

A1 0.35705

Window size = 72 V 0.12426 Asymptotic SD 0.10216

A1 0.36045

Fiscal federalism in Brazil: an empirical investigation*

Marcelo Resende§

RESUMO

O artigo trata de dois aspectos do federalismo fiscal no Brasil. Primeiro, considera-se a mensuração da centralização da receita tributária durante o período 1979-2000 tomando como referência “unidades compostas” (que combinam receitas estaduais e municipais em cada Estado) e a União. Para esse propósito calculam-se índices de entropia de Theil, que foram decompostos em termos de componentes inter e intra-regiões. A análise aplicada para dados antes e depois das transferências indicou que a centralização apresentou uma certa redução ao longo do tempo que é largamente associada com a redução da concentração entre regiões, no caso dos dados pós-transferências. Segundo, investigam-se econometricamente os determinantes da centralização tributária no nível estadual ao longo do período 1985-99. Um conjunto de variáveis relacionadas a ganhos de descentralização, tais como área, população, PIB real *per capita* e outras variáveis de controle foram consideradas. Os resultados obtidos com técnicas para dados em painel não foram fortes como em um estudo previamente realizado para os E.U.A. e, assim, argumentos relacionados essencialmente a aspectos de escala parecem fornecer uma explicação incompleta para a centralização tributária para países em desenvolvimento como o Brasil.

Palavras-chave: federalismo fiscal, centralização tributária, Brasil.

ABSTRACT

The paper addresses two aspects of fiscal federalism in Brazil. First, one considers the measurement of tax revenue centralization during the period 1979-2000 taking as reference “composite units” of analysis (that combine state and municipal revenues in each state) and the federal government. For that purpose one calculates Theil’s entropy indexes that were decomposed in terms of inter-regions and intra-regions components. The analysis, as applied before and after transfers, indicated that centralization presents a certain reduction over time that is largely associated with the reduction of concentration among regions for the case of post-transfer data. Second, the determinants of tax centralization at state level were econometrically investigated for the 1985-99 period. A set of variables related to gains of decentralization such as population, area, degree of urbanization, real per capita GDP and other control variables were considered. The results obtained from panel data techniques were not strong as a previous study developed for the U.S.A., and therefore arguments that essentially relate to scale aspects appear to provide an incomplete explanation for tax centralization in developing countries like Brazil.

Key words: fiscal federalism, tax centralization, Brazil.

JEL classification: H77.

* The author acknowledges research assistance from Gustavo Sued, Fabiana Gonçalves and Felipe Casotti, and also the help from Laís Costa (then at BNDES) in obtaining part of the data used in the present study.

§ Instituto de Economia-Universidade Federal do Rio de Janeiro. Email: mresende@ie.ufrj.br

1 Introduction

In many countries the public sector is organized in terms of multiple levels of government. The fiscal problems emerging from the co-existence of different levels of government define what is known as fiscal federalism (see e.g. Araújo, 1976 and Oates, 1972, 1999). In the Brazilian case, in particular, the discussion on the conflicts between different levels of government (Union, states and municipalities) is recurring. In a schematic form one can highlight the following elements that characterize a federative fiscal system:

- (a) A political structure organized in the form of a federation;
- (b) A structure of functions' distribution across different government levels;
- (c) A structure of resource sharing (i.e. revenues across those levels);
- (d) A system of relationships among the aforementioned components.

The economic literature has emphasized the second aspect listed above. In fact, textbook treatments of fiscal federalism such as Oates (1972), Boadway (1979) and Musgrave & Musgrave (1980), among others, allow to observe such emphasis. The main factors explaining the co-existence of different levels of government refer to: (i) local benefits of publicly provided goods; (ii) local character of externalities; (iii) mobility of economic agents; (iv) scale economies.

The first aspect is clear. The second refers to the extent of the externality and will determine the adequate government level for its internalization. The third aspect indicates, at some level, the necessity of federal taxes given spatial mobility of agents. Finally, the last factor pertains gains associated with centralized tax structures.

The last element of the tax system, relating to the relationship between the revenue and expenses dimensions, has received less attention in the literature. An exception appears in terms of the displacement effect discussed by Peacock & Wiseman (1961).

A possible interpretation for the theoretical work on fiscal federalism is suggested by Carvalho (1983) in terms of the path: "functions → jurisdictions → resources" The empirical works consider the factual manifestation of the two extremes of the suggested

path. It is still lacking, however, proper theoretical developments on the revenue sharing issue and the revenue-expenses compatibility.¹

In the Brazilian case, the scarcity of studies on fiscal federalism is evident even at the level of descriptive studies, with the possible exception of Shah (1991) at a more aggregate level. More generic studies exist, as for example Longo & Mueller (1982), Rezende (1995, 1998) and Mora & Varsano (2001) among others, but investigations of a more quantitative nature are mostly absent. The existence of conflicts between distinct levels of government is usually addressed by means of aggregate share figures on the three levels of government. Unfortunately, this aggregate description of fiscal centralization obscures the relative sizes of the states.

In that sense, the present paper aims at quantifying the tax revenue centralization in Brazil before and after transfers and additionally undertake an econometric exploratory analysis on the determinants of state level centralization. In fact, the debate on fiscal decentralization has received increasing attention and efforts of actual implementation in Latin America (see Giambiagi & Além, 1999, chap. 7 and Mello, 2000). Even though, more general aspects like the relationship between fiscal decentralization and economic growth appears to be weak as indicated by Woller & Phillips (1998), there is an even more basic gap in the literature that concerns measurement of centralization itself. The paper is organized as follows. The second section highlights some stylized facts on tax centralization and also measures tax revenue centralization, which is decomposed in terms of inter-regions and intra-regions components. Finally, it discusses the related methodological aspects. The third section considers an exploratory econometric analysis on the determinants of tax centralization, indicates the main explanatory factors and presents the empirical results. Finally, the fourth section brings some final comments and suggestions for future research.

2 Measurement of tax revenue centralization

2.1 Fiscal centralization: some stylized facts

Prior to the actual measurement of fiscal centralization in the Brazilian case, it is useful to pinpoint some eventual stylized facts that might emerge from case studies that were undertaken for both developed and developing countries. More specifically, are there general stylized facts related to the pattern of fiscal centralization/decentralization that do not depend on the degree

¹ The existent revenue sharing theory in part addresses the first issue. See Boadway (1979).

of regional heterogeneities, political and legal structures and other particular structural aspects? An initial tentative answer can be provided by cross-country and country studies on fiscal decentralization as provided by Patsouratis, (1990), Bird & Vaillancourt (1998), Panizza (1999), Stein (1999) and Fisman & Gatti (2002). These studies consider different countries (mostly from Latin America and Europe, but also some from Africa and Asia). The following regularities appear to emerge:

- a) In both developing and developed countries exist, as a rule, a trend towards fiscal decentralization;
- b) Fiscal decentralization is proceeding very slowly in developing countries;
- c) The majority of decentralization reforms are motivated primarily by political considerations rather than efficiency improvement reasons;
- d) Intergovernmental adjustments in terms of responsibilities assignment and revenue sharing schemes are much more complex than textbook schemes and any changes are dependent on institutional changes in tax and budgeting administration;
- e) Fiscal decentralization (in expenditure) is strongly associated with lower corruption;
- f) The role of political factors is not clearcut.

This cursory characterization indicates that fiscal federalism is largely dependent on institutional and political factors that are likely to be country-specific. Nevertheless, possible gains from decentralization are generally recognized though the actual implementation of the process is usually slow. In the Brazilian case, for example, the tax reform of 1967 indicated a centralized system but initially organized a revenue sharing scheme. The tax reform of 1988 attempted at decentralizing the system by increasing sharing of federal revenues with states and municipalities. An important challenge in the Brazilian case, however, is a proper assignment of functions of the different levels of governments following the tax decentralization initiatives in terms of stronger revenue sharing schemes (see e.g. Rezende, 1995 and Mora & Varsano, 2001).

2.2 Data construction

The necessary data on revenues and transfers are dispersed in different publications (mainly from the Finance Ministry). Some examples include *Finanças do Brasil*, *Revista de Finanças*

Públicas, Execução Orçamentária dos Estados e Municípios da Capital. More recently, the Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) has been providing tax data in the context of its data bank (“Banco Federativo”) but that source only includes the last few years. In order to account for divisions and mergers of states, we consider in the present analysis only comparable units and also considered composite units in the sense that for a given state one considers not only the revenues accruing from state taxes but also municipal taxes from the localities within that state. The currently available data allows to focus on the period 1979-2000. A detailed description of the data sources appear in the appendix.²

It is important also to highlight the unit of analysis considered the centralization measurement exercise. We consider the aggregation of tax revenues generated from state and local taxes within each state that are considered in terms of a “composite” unit of analysis. The present study emphasize the sharing of fiscal resources across states (and territories for part of the sample period) and the federal government.

Finally, care was exercised with respect to the creation of new state units over time. In those cases, we opted for the aggregation of divided units in order to insure comparability over time. This kind of procedure was adopted for Goiás and Tocantins for example.³

2.3 Methodology

Efforts to quantify tax centralization may still be labeled as incipient. The most detailed study appears to be Srivastava & Aggarwal (1979) that studied the case of India. The authors considered the Hirschman-Herfindahl index to measure tax revenue centralization and decompose it according to the pre and post transfers configurations. Carvalho (1983) considers an application of such methodology to the Brazilian case. These studies are important motivators for the present analysis especially in what concerns comparisons before and after transfers but substantially departs from those studies by considering a regional perspective. For that purpose it

2 In addition to the constitutional transfers, voluntary transfers started to gain importance by the end of the 90s. Data on that type of transfer only became available in 1997, and those represented approximately 25% of the constitutional transfers. The present study focus on the latter category. It is worth mentioning important political aspects that may determine the evolutions of that kind of transfer. Kraemer (1997) studied related political aspects in the context of fiscal systems in Argentina, Brazil and México.

3 Reliable data for the Federal District (Distrito Federal) was not available for the more recent years, so we opted to exclude that unit from the empirical analysis for the whole sample period.

is necessary to consider a concentration measure that possesses convenient decomposition properties for regional analysis. In this sense, we make use of the entropy index proposed by Theil (1967). Next we briefly describe that index.

Consider the prior probability for a given event A as given by p . If afterwards a message confirms the occurrence of such event, the emerging surprise degree will evolve in opposite direction of p . The informational content of a given message (henceforth $h(p)$) is inversely related with p . Among the possible decreasing functions, the author chose the logarithmic function as indicated next, due to the additivity property.

$$h(p) = \ln (1/ p) \quad (1)$$

One can generalize the previous reasoning to the case of several events A_1, \dots, A_n with probabilities p_1, \dots, p_n . Those events add to 1, since one of the events will occur. If the event A_1 occurs the informational content will be $h(p_1) = - \ln p_1$ as already explained. This reasoning can be generalized for n events and one can conceive an expected information indicator as follows:

$$ET = \sum_{i=1}^n p_i h(p_i) = \sum_{i=1}^n p_i \ln (1/ p_i) \quad (2)$$

It is possible to interpret ET as an inverse measure of concentration, whose range is situated between 0 e $\ln n$.⁴ The adaptation of such index in the context of tax centralization is straightforward if one considers as units of study the different, states, territories and the federal government. We will consider therefore entropy indexes for tax revenues (before and after the transfers). The index emphasizes the contrast between states (in terms of the aggregation of state and local revenues for each state) and the federal government (isolated in terms of a single entity).

Finally, it is worth mentioning the convenient decomposition property of the entropy index. Theil shows the validity of the following decomposition scheme for ET , that is adapted here for the particular context of revenue centralization in period t);

4 In order to obtain a better grasp of the magnitude one can express the entropy index relative to the amplitude of variation $\ln(n)$. See Resende (1994) for a discussion.

$$ET_t = \sum_{g=1}^6 r_{gt} \ln (1/r_{gt}) + \sum_{g=1}^6 r_{gt} ET_{gt} \quad (3)$$

where $r_{gt} = \sum_{i \in S_g} r_{it}$;

r_{it} is the ratio between tax revenue of unit i and the overall revenue total;

S_g is the region composed by the states indexed by $i \in S_g$;

$$ET_{gt} = \sum_{i \in S_g} (r_{it}/r_{gt}) \ln (r_{gt}/r_{it}).$$

The upper bound of the sum indicates that we are considering 5 macro-regions and a sixth element referring to the federal level of government. The right-hand side terms of the previous expression respectively refer to inter-regional and intra-regional entropy. These terms respectively indicate to which extent centralization is due to inequalities across regions or within regions.

2.4 Empirical results

In this section we present the results concerning Theil's entropy indexes and its decompositions before and after transfers. The results appear in Tables 1 and 2 together with the companion Graphs 1 and 2. It is worth reminding the reader that the growth (decrease) of the entropy index indicates a reduction (growth) in the revenue concentration.

Tables 1 and 2 indicate that transfers actually reduce the centralization as measured by index both in terms of the total and inter-regions entropy. One can also notice some decrease of centralization that is consistent with the 1988 decentralization movement.⁵ Moreover, the stronger similarity of the observed patterns between total and inter-regions entropy components in Figures 1 and 2 indicates that the inter-regions concentration appears to somewhat dominate the behavior of total entropy when we consider the post-transfer evolution of tax centralization for more recent years. When one considers tax centralization before transfers no

⁵ Constitutional transfers from the federal government to state and municipalities were increased in the context of the 1988 tax reform (see Varsano, 1997).

dominant behavior is apparent. In that sense the moderate reduction of tax centralization appears to be associated in part with the reduction of inequality across regions, more than the inequality within the different regions when one considers the post-transfer evolution of tax centralization.⁶

Table 1
Entropy Index and Decompositions - 1979/2000
Before Constitutional Transfers

Year	Inter Regional	Intra Regional	Total Entropy
1979	1.11890	0.48150	1.60050
1980	1.09280	0.43590	1.52880
1981	1.10560	0.44170	1.54740
1982	1.12410	0.45860	1.58270
1983	1.13040	0.44670	1.57710
1984	1.15775	0.45833	1.61609
1985	1.14499	0.44944	1.59443
1986	1.24738	0.50683	1.75421
1987	1.17355	0.47365	1.64720
1988	1.10735	0.50109	1.60844
1989	1.24780	0.52827	1.77607
1990	1.26863	0.55536	1.82398
1991	1.30048	0.58982	1.89029
1992	1.23159	0.54026	1.77185
1993	1.23008	0.52618	1.75705
1994	1.26111	0.55421	1.81533
1995	1.29623	0.60085	1.89448
1996	1.37201	0.71331	2.08531
1997	1.30207	0.61852	1.92059
1998	1.35959	0.64583	2.00542
1999	1.25951	0.61606	1.87557
2000	1.34707	0.63620	1.98327

⁶ If one considers the mean value of the entropy index (before and after the transfers) the adjusted figures (as a proportion of the amplitude of variation) are given by 0.55 and 0.69 respectively, and allows to have a better notion of the magnitudes of revenue centralization.

Table 2
Entropy Index and Decompositions - 1979/2000
After Constitutional Transfers

Year	Inter Regional	Intra Regional	Total Entropy
1979	1.26590	0.57380	1.83970
1980	1.21480	0.53750	1.75440
1981	1.22950	0.54450	1.77400
1982	1.17860	0.50550	1.68410
1983	1.30780	0.60460	1.91240
1984	1.15798	0.45852	1.61650
1985	1.37640	0.66551	2.04191
1986	1.38420	0.65676	2.04096
1987	1.31600	0.60957	1.92556
1988	1.23663	0.61613	1.85276
1989	1.42051	0.72321	2.14372
1990	1.49848	0.84763	2.34610
1991	1.50445	0.87999	2.38444
1992	1.45781	0.81240	2.27022
1993	1.52680	0.88226	2.40906
1994	1.49559	0.85356	2.34915
1995	1.50746	0.93171	2.43916
1996	1.49969	0.98335	2.48305
1997	1.53131	0.94211	2.47343
1998	1.58813	1.06004	2.64818
1999	1.49199	0.99550	2.48750
2000	1.56971	1.02388	2.59359

Figure 1
Entropy Indexes and Decompositions (Before Transfers)-1979/2000

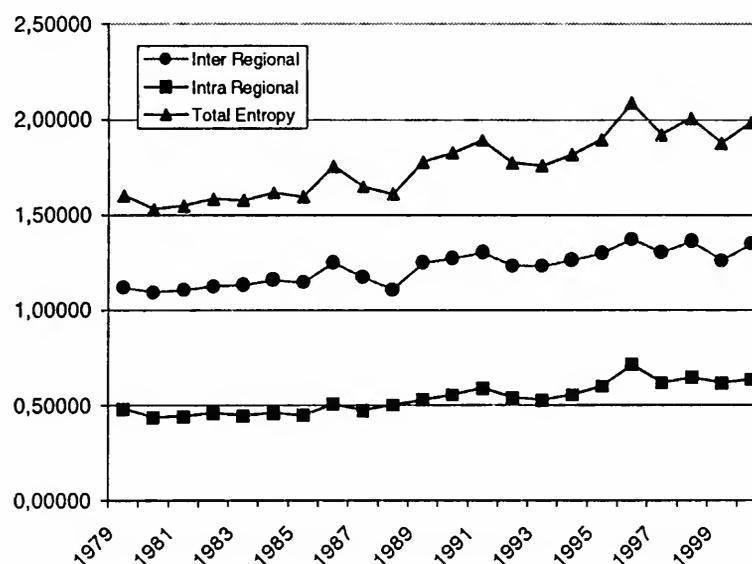
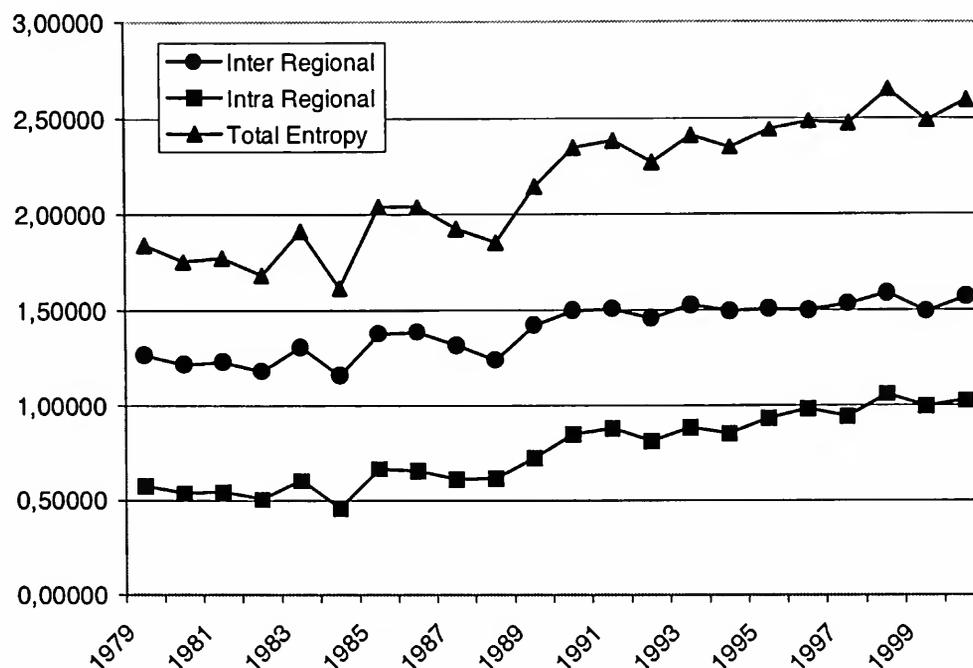


Figure 2
Entropy Indexes and Decompositions (After Transfers)-1979/2000



Despite a certain variability one can definitely observe a moderate reduction in centralization over time. The previous tables present a detailed measurement of centralization in Brazil that contrasts with previously emotional discussions on the topic and indicates that the changes in centralization have not been dramatic.

3 State level centralization: an econometric analysis

3.1 Theoretical motivation

The econometric investigation of fiscal federalism is incipient, the works from Wallis & Oates (1988) and Panizza (1999) are exceptions. Both empirical works consider reduced form econometric estimation. Nevertheless the study of the latter author theoretically motivates comparative static results for the suggested explanatory variables and therefore it will be instructive to briefly describe the elements of the underlying theoretical model. In particular, an important motivation is provided by the so-called decentralization theorem whose central message is that the optimality of local provision of public goods depends on the heterogeneity of consumer tastes for the public goods (see Oates, 1972) that will play a role in the theoretical development considered next.

Panizza (1999) considers a simplified framework with two levels of government and extends the model proposed by Alesina & Spalaore (1997). The model considers a linear country with area S , population N , and divided into J jurisdictions (all assumed to be exogenous). A representative citizen is characterized by a distance-sensitive utility function:⁷

$$U_i = g^{1-\alpha(\theta l_{im} + (1-\theta)l_{ij})} c_i^\beta \quad (4)$$

where g denotes the *per capita* amount of government expenditure (referring to both central and local governments), l_{im} represents i 's distance from the center of her country, l_{ij} the distance from the center of the jurisdiction and θ the level of centralization (the share of the public good that is provided by the central government) and c denotes the *per capita* consumption of the private good. Moreover, $\alpha \in [0,1]$ captures the difference in tastes across individuals, where $\alpha = 0$ refers to the case of a very homogeneous country, whereas $\alpha = 1$ refers to the case of a country characterized by a population with diversified tastes. The exponent $\alpha(\theta l_{im} + (1-\theta)l_{ij})$ may be interpreted as the distance between individual i 's preferred type of government and the actual type of government in equilibrium. The problem of the consumer is to maximize the utility function given by expression (4) subject to the budget constraint $y = c + g$, where y denotes the income, and the prices of the two goods are normalized to 1. The resulting demand functions for the two goods would be as follows:

$$g_i = \frac{\delta_i y}{\delta_i + \beta} \quad c_i = \frac{\beta y}{\delta_i + \beta} \quad \text{where } \delta_i = 1 - \alpha(\theta l_{im} + (1-\theta)l_{ij}) \quad (5)$$

The another block of the model refers to the decision problem of the government. The central government is assumed to choose the centralization θ so as to maximize the following utility function:

$$V_{gov} = \phi U^{med} + (1-\phi)\theta g \quad (6)$$

where $\phi \in (0,1)$ represents the level of democracy, with the salient polar cases of dictatorship ($\phi = 0$) and perfectly democratic country ($\phi = 1$) and U^{med} denotes the utility of the national median voter. The model is sequential and the time line establishes that first the government

7 This functional form for the utility function generates the implication that the closer the individual's preferences are to the actual government the higher is the ratio between public and private goods that the individual will demand. A simple Cobb-Douglas formulation, however, would generate the implausible implication that all individuals demand the same mix of public and private goods.

decides the degree of centralization and conditional on that choice the consumers vote on the amount of public good, and then on the type of the public good. The model is solved in a backward form. For our purpose, it is important only to list the main implications accruing from that kind of theoretical setup. Some salient implications are the negative correlation of centralization with respect to the heterogeneity in the demand for public goods, the level of democracy, income *per capita* and the size of the country. The author undertakes an empirical investigation of these hypotheses in terms of reduced form econometric estimations for both revenue and expenditures centralization equations. The empirical results appeared to be somewhat sensitive to outliers. Nevertheless, some regularities can be identified in the cross-country investigation of fiscal centralization. In particular, land area, GDP *per capita* and democracy exerted the expected negative effect on centralization. It should be pointed out, however, that tastes differentiation as approximated by ethnic fractionalization did not display a strong robust effect.⁸ The centralization measure emphasized the relative behavior of central and local governments. From a theoretical perspective, It would be desirable to explicitly consider, in addition to the extensions suggested by the author, a theoretical model that encompasses three levels of governments. From an empirical point of view, it appears that tastes heterogeneity is likely to be difficult to approximate. In fact, ethnic fractionalization does not necessarily have a close association with the referred heterogeneity and would require data that are difficult to obtain. Finally, the aforementioned paper explores the cross-country data variation, but if one is interested in studying the Brazilian case with state level data a more promising approach is to assess the state-local relationship as no data variation would emerge from a uniform federal fiscal system. Next, we undertake an econometric investigation along those lines by closely following the reduced-form estimation advanced by Wallis & Oates (1988).

The first part of the paper had focused on the measurement of tax revenue centralization in Brazil. The relative behavior of revenues (before and after the transfers) among the different state units and the federal government was the central issue. In the present section we deal with a different aspect of fiscal federalism, namely the study of the determinants of tax centralization at state level. Econometric studies of this kind are scarce in the literature. An exception is given by Wallis & Oates (1988) who studied the phenomenon of tax centralization at state level in the U.S. (both in the revenue and expenditures dimensions). The present section, broadly inspired in that study, investigates the Brazilian case. Centralization will be considered in terms of the proportion of state revenues and the sum of state and municipal revenues. The arguments associated with decentralization gains one can point out three groups of variables:

8 The data set comprised very distinct developed and developing countries.

- (a) Conditions relating to the state's territorial extension, population size and its geographical distribution;
- (b) The level of state income and wealth;
- (c) The degree of preference heterogeneity for public provision and its geographic distribution across the population;

The relationship of these class of variables with possible gains arising from decentralization will be discussed in the context of the empirical model presented next.

3.2 Econometric procedures

This section considers an unbalanced panel of states, since two states were federal territories in the initial years of the sample period. Empirical models for panel data are especially useful to capture unobserved heterogeneities (see Baltagi, 1995, for a comprehensive exposition). The simplest model with fixed effects would be given as:

$$CENT_{it} = \alpha_i + \beta_1 AREA_{it} + \beta_2 POP_{it} + \beta_3 URB_{it} + \beta_4 INC_{it} + \beta_5 TREF + u_{it} \quad (7)$$

(-)
(-)
(-)
(+)
(-)

where u_{it} denotes the stochastic error and the signs in parentheses denote the expected signs for the coefficients of the respective variables.

A second influential class of models consider random effects. Except for the fact that the first class of models is demanding in terms of degrees of freedom, there is no consensus on the relative superiority of each approach (see Mundlak, 1978). It is possible, however, to test the random effects models against the fixed effects formulation. One can conceive a test along the lines of the specification test developed by Hausman (1978). The application of the test favored the fixed effects formulation as we shall see in a later section.

3.3 Data and empirical results

The variables can be described as follows:

- CENT: for each state one calculates the proportion of revenues accruing from state taxes

relative to the sum of state and municipal taxes in that federation unit;

- AREA (10^3 km^2): such data will, of course, only present variability in the cross-section dimension and were obtained from the “Anuário Estatístico do IBGE”;
- POP: state resident population, obtained from the “Anuário Estatístico do IBGE”;⁹
- URB: degree of urbanization measured by the percentage of state population residing in urban areas obtained from the “Anuário Estatístico do IBGE”;¹⁰
- INC: proxy variable for the state wealth. We made use of real *per capita* GDP at state level deflated by the general price index (IGP-DI, 1997=100). The referred data was obtained from IBGE;
- TREF: dummy variable referring to the 1988 tax reform, assuming value of 1 since that year and 0 for the previous years.

The expected sign for variable AREA reflects the importance of scale factors in the provision of public goods. Such factor may not be totally explored in a more decentralized configuration in terms of many small localities.

In the case of variable POP, it is possible to motivate the negative sign since there can be important scale economies associated with the state population size, especially when the public provided good possesses an important non-rivalry component. In small localities scale advantages may not be properly exploited.

Taking as reference variable URB it is important to emphasize not only the absolute population size but that also the distribution of that population may be relevant. The provision of certain goods involve indivisible processes that make a minimum concentration of population in a locality as desirable. In this sense, one can justify an inverse relationship between fiscal centralization and urbanization.

9 Most of the data for the 1985-99 can in fact be obtained from the IBGE site. For years between the censuses most of the annual predicted figures were obtained from IBGE. For the urbanization variable, in particular, a uniform growth rate was assumed between 1996 and 2000 where there was a gap in the urban population prediction reports by IBGE.

10 In a few cases there were data gaps for this variable and one considered average past growth rates to extrapolate future evolution.

The variable INC approximates the level of wealth in each state (in terms of a variable reflecting the activity level of the economy). In general terms, Brown & Oates (1987) point out the restricted capacity of local government to redistribute income given the mobility of agents and therefore one can expect (*ceteris paribus*) a positive relationship between centralization and the level of wealth.

Finally, one expects that the sign of the dummy variable TREF should be negative.

It is worth mentioning that the expected sign for the AREA variable is the same suggest by Panizza (1999). Similarly, if we interpret URB as in part reflecting heterogeneity of preferences towards publicly provided goods, the predicted sign is also the same mentioned on that paper. A major difference, however, relates to the sign of the INC variable, as the predicted sign in Panizza's work is negative.

Wallis & Oates (1998) considered an analogous model to the one considered here (except for the dummy TREF and the inclusion of dummy variables to capture heterogeneity on the preference for public goods provision).¹¹ The model considered by those authors for both revenues and expenses corroborated the previous arguments. In the present application tax revenue data is considered for the period 1985-99. It is worth mentioning that the previous arguments apply in the context of revenues. In fact, a redefinition of function between a state and municipalities (as often occurs in the areas of education and public health) ends to reflect on the relative taxation patterns and therefore on the relative revenue behavior of the different government units.

The Brazilian case, substantially differs from the American case. Aggregate data already indicated a much higher centralization if compared to the U.S.¹²

11 The authors considered dummy variables for race that would not be reasonable in the Brazilian case. The general argument would be that states with higher heterogeneity would logically demand more a decentralized fiscal system.

12 In the Brazilian case centralization appears to be substantially higher than in the U.S., since the minimum observed value was 61.60 % (close to the aggregate indicator mentioned in Wallis & Oates, whereas the mean value in Brazil was 92,02 %).

Table 3
Revenue Centralization at State Level – Estimates From Panel Data (1985-1999)

Variable	Model with random effects		Model with fixed effects	
	coefficient	t estatistic	coefficient	t estatistic
AREA	0.225E-07	1.675	0.155E-06	0.193E-14
POP	0.309E-09	0.343	-0.701E-08	-0.933
URB	-0.149	-2.916	-0.239	-3.159
INC	0.320E-05	0.882	0.916E-05	1.012
TREF	-0.012	-1.004	0.726E-02	0.523
Constant	0.995	37.501		

Hausman Test: H_0 : random effects vs. H_1 : fixed effects
 $\chi^2(5) = 9.859$ (p-value = 0.0793)

Table 3 presents the results of the econometric estimation. Hausman's test favors the adoption of the random effects formulation. The results are not strong. The coefficients of variables POP, INC and URB display the expected signs but only URB has the corresponding t statistic as significant. This result is not totally surprising as the decentralization effects of the 1998 tax reform are often disputed especially in terms of revenue centralization before transfers. The exclusion of such dummy variable in both formulations imply in qualitatively similar results.

The evidence indicates that demographic and geographic factors (often being related to scale aspects) do not appear to provide sufficient explanation for tax centralization at state level in the Brazilian case. It is true that certain factors determining the state profile may be defined at the federal level, but the previous arguments on some state and municipal reconfigurations (that are not dependent on federal laws) would be consistent with the previous arguments. In the Brazilian case, in contrast with the American case, we observe that solely the population appears to have the expected effect. Fiscal centralization in developing economies like Brazil appear to be determined by other factors of difficult detection and possibly involving political aspects.

4 Final comments

The present paper aimed at filling part of the gap of the literature on fiscal federalism for developing countries by considering two types of quantitative analyses. First, we considered the measurement of tax revenue centralization emphasizing the revenue "dispute" across differ-

ent regional units. The analysis centered around Theil's entropy index indicated a moderate reduction in centralization over time. Moreover, it was partially associated with the reduction of revenue concentration across regions when one considers post-transfers data.

O second essay considered the determinants of tax centralization at state level by considering demographic, geographic and economic variables that would portray the benefits related to decentralization. The empirical results were weak if compared to a previous similar study for the U.S. and indicate that explanatory factors that are largely associated with scale aspects do not provide a comprehensive explanation for tax centralization in Brazil. Valuable extensions of the present paper include the expansion of the sample period and the consideration of political control variables. In particular, it would be interesting to consider state-level concentration indexes that indicate the weight of different localities in the state deputy house. Unfortunately the necessary data is not likely to be readily available.

Another line of research considers alternative econometric modeling to explain fiscal centralization such as in Panizza (1999) who undertakes an analysis with two levels of government. It would be worthwhile to extend the underlying theoretical framework to a structure with three levels of government.

References

- Alesina, A.; Spolaore, E. On the number and size of nations. *Quarterly Journal of Economics*, 112, p. 1027-56, 1997.
- Araújo, A. B. Problemas fiscais em países de organização federativa. In: Rezende, F. (org.), *Política fiscal e programação dos gastos do governo*. Rio de Janeiro: INPES/IPEA, 1976.
- Baltagi, B. H. *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Bird, R. M.; Vaillancourt, F. *Fiscal decentralization in developing countries*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- Boadway, R. W. *Public sector economics*. Cambridge: Winthrop Publishers, 1979.
- Brown, C. C.; Oates, W. E. Assistance to the poor in a federal system. *Journal of Public Economics*, 32, p. 307-330, 1987.
- Carvalho, F. A. A. *Mensuração da centralização da receita tributária no Brasil*. ESAF-MF, 1983. Mimeografado.

- Fisman, R.; Gatti, R. Decentralization and corruption: evidence across countries. *Journal of Public Economics*, 83, p. 325-45, 2002.
- Giambiagi, F.; Além, A. C. *Finanças públicas: teoria e prática no Brasil*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1999.
- Hausman, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46, p. 1251-1272, 1978.
- Kraemer, M. Intergovernmental transfers and political representation: empirical evidence from Argentina, Brazil and Mexico. Inter-American Development Bank, *Working Paper* 345, 1997
- Longo, C. A.; Muller, A. E. Impacto regional das finanças federais. *Revista Econômica do Nordeste*, 13, p. 657-73, 1982.
- Mello, L. R. Fiscal decentralization and intergovernmental relations: a cross-country analysis. *World Development*, 28, p. 365-80, 2000.
- Mora, M.; Varsano, R. Fiscal decentralization and subnational fiscal autonomy in Brazil: some facts of the nineties. *Texto para Discussão Nº 854-IPEA*, 2001.
- Mundlak, Y. On the pooling of time series and cross-section data. *Econometrica*, 48, p. 69-85, 1978.
- Musgrave, R. A.; Musgrave, P. B. *Finanças públicas: teoria e prática*. Rio de Janeiro/São Paulo: Campus/EDUSP, 1980.
- Oates, W. E. *Fiscal federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovick, 1972.
- _____. Fiscal decentralization and economic development. *National Tax Journal*, 46, p. 237-43, 1994.
- _____. An essay on fiscal federalism. *Journal of Economic Literature*, 37, p. 1120-49, 1999.
- Panizza, U. On the determinants of centralization: theory and evidence. *Journal of Public Economics*, 74, p. 97-139, 1999.
- Patsouratis, V. A. Fiscal decentralization in the EEC countries. *Public Finance/Finances Publiques*, 45, p. 423-39, 1990.
- Peacock, A.; Wiseman, J. *The growth of public expenditures in the United Kingdom*. Princeton: Princeton University Press, 1961.

- Resende, M. Medidas de concentração industrial: uma resenha. *Análise Econômica*, 12, p. 24-33, 1994.
- Rezende, F. Federalismo fiscal no Brasil. *Revista de Economia Política*, 15, p. 5-17, 1995.
- _____. Fiscal decentralization and big cities financing in Brazil. *Texto para Discussão N° 612-IPEA*, 1998.
- Shah, A. New fiscal federalism in Brazil. *World Bank Discussion Paper* No. 124, 1991.
- Srivastava, D. K.; Aggarwal, P. K. Measuring tax revenue centralization in federal fiscal systems: a case study of India. *Public Finance/Finances Publiques*, 34, p. 414-33, 1979.
- Stein, E. Fiscal decentralization and government size in Latin America. *Journal of Applied Economics*, 2, p. 357-91, 1999.
- Theil, H. *Economics and information theory*. Amsterdam: North-Holland, 1967.
- Varsano, R. A evolução do sistema tributário brasileiro ao longo do século: anotações e reflexões para futuras reformas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 27, p. 1-40, 1997.
- Wallis, J. J.; Oates, W. E. Decentralization in the public sector: an empirical study of state and local government In: Rosen, H. (ed.), *Fiscal federalism: quantitative studies*. Chicago: Chicago University Press, 1988.
- Woller, G. M.; Phillips, K. Fiscal decentralization and LDC economic growth: an empirical investigation. *Journal of Development Studies*, 34, p. 139-48, 1998.

Appendix
Data Sources (Ministry of Finance, unless otherwise stated)

1979 - 1988		Tax Revenues
States	Finanças do Brasil	
Municipalities	Finanças do Brasil	
Transfers from the Federal Government		
States	Revista de Finanças Públicas	
Municipalities	Revista de Finanças Públicas	
1989 - 1992		Tax Revenues
States	Execução Orçamentária dos Estados e Municípios das Capitais 1986 – 1995	
Municipalities	Municípios das Capitais - Execução Orçamentária dos Estados e Municípios das Capitais 1986 – 1995	
	Municípios – Finanças do Brasil Receita e Despesa dos Municípios do Brasil	
Transfers from the Federal Government		
States	Execução Orçamentária dos Estados e Municípios das Capitais 1986 – 1995	
Municipalities	Municípios das Capitais Execução Orçamentária dos Estados e Municípios das Capitais 1986 – 1995	
	Municípios – Finanças do Brasil Receita e Despesa dos Municípios do Brasil	
1993		Tax Revenues
States	Execução Orçamentária dos Estados e Municípios das Capitais 1986 – 1995	
Municipalities	Municípios – Finanças do Brasil Receita e Despesa dos Municípios do Brasil	
Transfers from the Federal Government		
States	Execução Orçamentária dos Estados e Municípios das Capitais 1986 – 1995	
Municipalities	Municípios - Finanças do Brasil Receita e Despesa dos Municípios do Brasil. Data in current monetary units. Inclui os dados dos municípios das capitais	
1994 - 1996		Tax Revenues
States	Termômetro da Descentralização – Banco Federativo BNDES	
Municipalities	Municípios – Finanças do Brasil Receita e Despesa dos Municípios do Brasil	
Transfers from the Federal Government		
States	Termômetro da Descentralização – Site Banco Federativo BNDES	
Municipalities	Municípios - Finanças do Brasil Receita e Despesa dos Municípios do Brasil	
1997 - 2000		Tax Revenues
States	Execução Orçamentária dos Estados – STN – Ministry of Finance	
Municipalities	Finanças do Brasil - Receita e Despesa dos Municípios STN – Ministry of Finance	
Transfers from the Federal Government		
States	Execução Orçamentária dos Estados – Site: STN – Ministry of Finance	
Municipalities	Finanças do Brasil - Receita e Despesa dos Municípios – STN – Ministry of Finance	

Reforma tributária, crescimento e distribuição de renda no Brasil: lições de um modelo de equilíbrio geral computável

Adelar Fochezatto[§]

RESUMO

Este trabalho analisa os efeitos de algumas opções de reforma tributária sobre o crescimento econômico e a distribuição da renda nacional. Utilizando um modelo de equilíbrio geral computável, foram simuladas as opções de reforma e os resultados obtidos foram comparados com a trajetória histórica da economia brasileira no período de 1996 a 1998. Constatou-se que: uma reforma tributária que implica um aumento de impostos indiretos sobre produtos, financiado por uma redução de impostos diretos sobre a renda, é prejudicial tanto para o crescimento econômico quanto para a distribuição de renda; e uma reforma tributária que reduz impostos indiretos sobre produtos da cesta básica, financiada por um aumento de impostos diretos sobre as famílias de maior nível de renda, é favorável para o crescimento econômico e melhora a distribuição de renda.

Palavras-chave: reforma tributária, crescimento econômico, distribuição de renda, equilíbrio geral computável.

ABSTRACT

This work analysis the effects of an alternative tributary reforms in the economic growth and in the income distribution applying a model of computable general equilibrium. Simulations were performed comparing the historical trajectory of the Brazilian economy in the period between 1996 through 1998 against the effect of alternative fiscal policies. It was evidenced that tributary reform options leading to an increase of indirect taxes produce negative results in terms of growth and distribution. The best fiscal option is a relative decrease of indirect taxes, specially on basic products, balanced with an increase in the direct taxes to the richest families.

Key words: taxes reform, economic growth, income distribution, general equilibrium computable.

JEL classification: C68, D31, E62.

§ Doutor em Economia. Professor Titular da PUCRS (e-mail: adelar@puhrs.br).

1 Introdução

O Brasil, além de apresentar uma carga de impostos elevada relativamente a outros países em estágio similar de desenvolvimento, possui um sistema tributário perverso porque ele onera relativamente mais as famílias pobres do que as ricas. Conforme Vianna *et alii* (2000), o atual sistema tributário brasileiro opera de maneira regressiva sobre a população, onerando mais fortemente as camadas de menor renda do que as classes de renda mais elevada. O referido trabalho afirma também que a introdução de modificações no sistema tributário brasileiro pode ter um papel não desprezível na melhoria da distribuição de renda e na diminuição da pobreza.

Neste sentido, no momento em que novamente se discute a reforma tributária, é importante analisar os efeitos que diferentes opções de políticas teriam sobre a economia caso fossem implementadas. O objetivo deste trabalho é analisar os efeitos de curto e médio prazos de cinco opções de reforma tributária: a) redução de impostos diretos compensada pelo aumento de impostos indiretos; b) redução de impostos indiretos compensada pela redução de gastos do governo; c) isenção de impostos indiretos sobre produtos da cesta básica compensada pelo aumento de impostos diretos sobre a renda das famílias mais ricas; d) isenção de impostos indiretos sobre produtos da cesta básica compensada pela redução de gastos do governo; e e) redução de impostos indiretos sobre produtos da cesta básica compensada pelo aumento de impostos indiretos sobre outros produtos. Para facilitar a comparação entre os resultados das diferentes opções, todas elas mantiveram a mesma relação receitas/despesas públicas no primeiro ano das trajetórias simuladas.

Esta análise baseia-se nos resultados obtidos por meio de simulações com um modelo de equilíbrio geral computável (EGC). As diferentes opções políticas são analisadas tendo como parâmetro os seus efeitos sobre: a) o desempenho do PIB e de seus principais componentes; b) a distribuição da renda real entre os três grupos de famílias; e c) a produção dos doze setores produtivos. Com isso será possível julgar qual alternativa individual ou combinação de políticas leva a resultados mais satisfatórios em termos de crescimento e melhoria na distribuição da renda.

Os modelos de equilíbrio geral computável são instrumentos adequados para esse tipo de análise, porque eles capturam as principais interações entre os diversos agentes e mercados existentes no sistema econômico.¹ Pelo fato de terem como base empírica uma

1 De acordo com a opinião de Kehoe *et al.* (1988), “eles nos ajudam a organizar e transmitir aos outros nossas idéias sobre os fenômenos econômicos.”

matriz de contabilidade social, eles garantem a coerência do conjunto de interdependências neles contida. É importante destacar que, pelo fato de contemplarem as transações intersetoriais de produtos, todas as alterações de preços resultantes das mudanças políticas são capturadas pelo modelo.

Desta forma, estes modelos proporcionam importantes lições pois permitem comparar, em termos quantitativos, a importância relativa dos diferentes, e frequentemente opostos, efeitos das políticas econômicas. Em decorrência disso, possibilitam que se façam análises mais abrangentes e detalhadas dos possíveis ganhadores e perdedores das mudanças políticas.

O trabalho está estruturado da seguinte forma. Além desta introdução, na próxima seção são apresentadas as principais características do modelo utilizado. Na seção três são analisados os principais resultados das simulações. Finalmente, na seção quatro são apresentadas as principais conclusões.

2 Características gerais do modelo²

O modelo de equilíbrio geral computável utilizado neste trabalho contempla quatro agentes econômicos: consumidores, produtores, governo e resto do mundo. Os consumidores foram desagregados em três grupos de famílias: rurais, trabalhadoras urbanas e capitalistas urbanas. Os produtores foram desagregados em doze setores de produção:³ agropecuária; máquinas e equipamentos; automóveis, ônibus e caminhões; químicos diversos; fabricação de calçados; beneficiamento de produtos vegetais; abate de animais; indústria de laticínios; fabricação de óleos vegetais; outros produtos alimentares; todos os demais setores industriais; e comércio e serviços. O governo e o resto do mundo foram incorporados de forma agregada. Esta configuração, embora ainda bastante agregada, possibilita a análise dos impactos das políticas sobre a produção setorial e a distribuição de renda.

2 Para uma excelente revisão de literatura sobre modelos de equilíbrio geral computável, consultar Robinson (1989). Resenhas sobre a experiência brasileira com modelos de equilíbrio geral computável podem ser encontradas em Guilhoto (1988) e Castilho (1994).

3 Esses setores foram escolhidos porque possibilitam fazer simulações de políticas que levam em conta alterações tributárias sobre produtos de consumo popular.

Os agentes comportam-se de acordo com os princípios neoclássicos de otimização, mas em um contexto em que os ajustes das variáveis flexíveis não ocorrem de forma instantânea e perfeita. Isto porque o modelo possui algumas fontes de rigidez que impõem obstáculos aos ajustamentos, proporcionando-lhe um maior realismo: o salário é indexado ao índice geral de preços e os valores das elasticidades de substituição de fatores e de produtos são relativamente baixos. (Dervis, de Melo e Robinson, 1982)

O modelo é do tipo recursivo, pois a sua solução em cada período ao longo da trajetória depende de soluções encontradas em períodos precedentes. Neste tipo de formulação, os valores de algumas variáveis exógenas devem ser atualizados, o que é feito pelo próprio modelo mediante a fixação de um mecanismo de atualização. Por exemplo, a população economicamente ativa cresce de acordo com um mecanismo definido de forma exógena. Com isso, embora não seja uma modelagem essencialmente dinâmica, na qual os agentes formulam expectativas e antecipam informações futuras sobre as variáveis econômicas relevantes, este modelo é adequado ao estudo aqui proposto, porque pode-se analisar trajetórias temporais alternativas das variáveis estudadas em resposta a mudanças políticas.

Para assegurar a coerência do modelo foi construída uma matriz de contabilidade social para representar as transações bem como para evidenciar as interdependências entre os diferentes agentes e mercados.⁴ O ano-base do modelo é 1996 e, portanto, a matriz foi construída para representar os fluxos econômicos daquele ano. Para isso, os dados utilizados foram os das Contas Nacionais e da Matriz de Insumo-Produto, ambos do IBGE. A partir desta matriz foi possível calibrar alguns parâmetros do modelo, enquanto que os demais foram copiados diretamente de outros estudos similares.

A seguir são apresentadas as equações mais importantes, isto é, aquelas que comandam o funcionamento do modelo.⁵ Trata-se de um modelo padrão, que segue a linha de modelos desenvolvidos por Dervis *et alii* (1982). A Figura 1 facilita a compreensão dos mecanismos internos do modelo, porque ilustra as interdependências entre os diferentes agentes econômicos e mercados por ele capturados.

4 Sobre a construção de matrizes de contabilidade social, ver Andrade e Nagberg (1997), e sobre o uso destas matrizes na construção de modelos de equilíbrio geral computável, ver Melo (1988) e Kehoe (1995).

5 Uma versão completa do modelo pode ser encontrada em Fochezatto (1999).

2.1 Produção, consumo intermediário e demanda de fatores

A produção de cada setor é representada por uma estrutura de vários níveis. No último nível, a função de produção bruta é uma agregação do tipo Leontief de consumo intermediário e valor adicionado. O consumo intermediário do setor i se dá em proporções fixas, conforme os coeficientes da matriz de insumo-produto, e o valor adicionado é produzido utilizando-se capital e trabalho, combinados por uma função com elasticidade constante de substituição (CES).

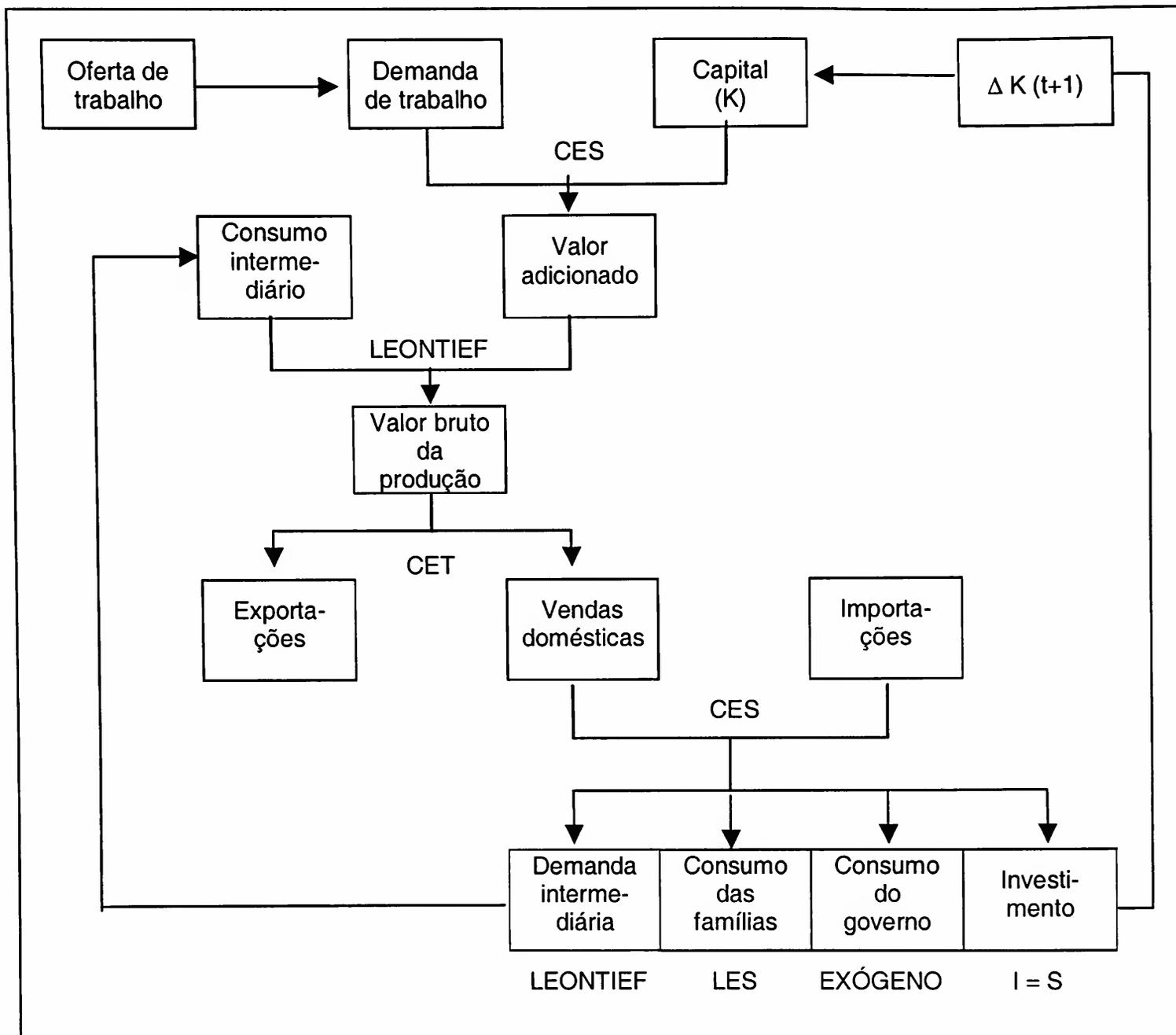
$$X_i^s = \frac{\sum_{j=1}^{12} a_{ij} \cdot X_j^s + VA_i}{1 - ti_i} \quad (1)$$

$$VA_i = \alpha_i [\psi_i \cdot L_i^{-\varepsilon_i} + (1 - \psi_i) \cdot K_i^{-\varepsilon_i}]^{-1/\varepsilon_i} \quad (2)$$

$$CI_i = \sum_{j=1}^{12} a_{ij} \cdot X_j^s \quad (3)$$

onde X_i^s e X_j^s são, respectivamente, a produção bruta dos setores i e j ; VA_i é a produção líquida (valor adicionado) do setor i ; α_i é um parâmetro de escala da função de produção do produto i ; ψ_i é um parâmetro de distribuição dos fatores; $\beta_i = 1/(1 + \varepsilon_i)$ é a elasticidade de substituição entre o trabalho e o capital do setor i ; e ε_i é um elemento utilizado com o objetivo de simplificar a equação.

Figura 1
Estrutura Básica do Modelo Utilizado Neste Trabalho]



Fonte: Elaboração do autor.

A demanda de trabalho é derivada do processo de maximização de lucro da empresa, sob a restrição tecnológica dada pela função de produção CES. Com isso, a demanda pelo fator trabalho é uma função do preço líquido do produto (ou do valor adicionado) e do salário:

$$L_i^d = K_i \left[\left(\frac{W}{PL_i} \frac{1}{\alpha_i \psi_i} \right)^{\beta_i - 1} \cdot \frac{1}{1 - \psi_i} - \frac{\psi_i}{1 - \psi_i} \right]^{\beta_i / (1 - \beta_i)} \quad (4)$$

onde L_i^d é a demanda de trabalho de i ; K_i é o estoque de capital de i ; e W é o salário médio da economia.

O capital dos setores é definido de uma forma intertemporal: em cada período ele sofre redução, devido ao desgaste pela depreciação, e adição por meio dos novos investimentos, os quais aumentarão o estoque de capital no período seguinte. A dimensão intertemporal está na relação circular entre a produção, o investimento e a acumulação de capital, ou seja, determinados bens (bens de capital) transformam-se, via investimentos, em formação de capital, em capacidade futura de produção (ver a equação 41).

2.2 Transformação da produção em bens para o mercado interno e exportação

A produção dos setores pode ser transformada em bens para a exportação ou para o mercado interno. A proporção que é direcionada para cada mercado decorre da maximização da receita por parte das empresas, restrita à função de transformação CET. A condição de primeira ordem da resolução deste problema define a combinação ótima entre os destinos possíveis para a produção, a qual, como a equação abaixo mostra, depende dos preços relativos e das elasticidades de transformação.

$$\frac{E_i}{D_i} = \left(\frac{PE_i}{PD_i} \right)^{v_i} \left(\frac{\gamma_i}{1 - \gamma_i} \right)^{v_i} \quad (5)$$

onde γ_i é um parâmetro de distribuição entre vendas domésticas e exportações do produto i ; v_i é a elasticidade de transformação entre vendas domésticas e exportações para o produto i .

A parcela da produção dos setores que é destinada ao mercado interno é definida pela diferença entre a produção total e as exportações. No equilíbrio, a oferta de produtos domésticos para o mercado interno deve ser igual à demanda doméstica para estes produtos, a qual será definida na próxima seção.

2.3 Demanda de bens domésticos e importados (bem composto)

Pelo lado das importações, assume-se a hipótese de Armington (1969), que diz que os bens domésticos e estrangeiros são substitutos imperfeitos e, por isso, o comércio

simultâneo entre países, de produtos pertencentes a um mesmo setor de produção, pode ocorrer. As principais vantagens desta modelagem são: a) ela permite que haja comércio simultâneo do mesmo produto entre países, fato que pode ser observado empiricamente; b) ela evita soluções de especialização extrema, contemplando, portanto, o fato de que os países tendem a manter estruturas produtivas diversificadas; e c) ela possibilita a definição de diferentes graus de substituição entre os produtos, o que permite que haja variações de preços entre países.

Os produtos disponíveis no mercado interno podem ser vistos como uma composição de bens produzidos internamente e importados, os quais são supostamente uma agregação do tipo CES. Dados os preços dos produtos importados e domésticos, o problema dos consumidores é adquirir uma determinada quantidade de produtos ao mínimo custo, ou seja, encontrar a proporção ótima de bens domésticos e importados de tal forma que minimize a sua despesa de consumo. Tal proporção é encontrada resolvendo o problema de minimização de despesas do consumidor, restrito à função de agregação CES, resultando funções de demanda que dependem dos preços relativos e das elasticidades de substituição.

$$\frac{M_i}{D_i} = \left[\frac{PD_i \cdot \delta_i}{PM_i \cdot (1 - \delta_i)} \right]^{\sigma_i} \quad (6)$$

onde δ_i é um parâmetro de distribuição do produto i entre importação e produção doméstica; σ_i a elasticidade de substituição entre importação e produção doméstica para o produto i . Pode-se deduzir que uma elevação do preço interno em relação aos preços externos aumenta as importações, reduz a produção nacional e, ao mesmo tempo, diminui as exportações.

A parcela da demanda interna que é suprida por produtos domésticos é denominada de “proporção de uso doméstico” Formalmente, ela é definida da seguinte maneira:

$$X_i^s = D_i + E_i \quad (7)$$

$$D_i = d_i (DI_i + CP_i + CG_i + I_i) \quad (8)$$

$$d_i = \frac{D_i}{Q_i} = 1 / \left(\frac{Q_i}{D_i} \right) = 1 / \left\{ \phi \left[\delta_i \left(\frac{M_i}{D_i} \right)^{-\rho_i} + 1 - \delta_i \right]^{-1/\rho_i} \right\} \quad (9)$$

onde d_i é a proporção da produção doméstica do produto i destinada ao mercado interno.

2.4 Os componentes da demanda interna

Todos os componentes da demanda interna consomem o bem composto definido anteriormente. A participação dos produtos domésticos e importados na referida composição foi exposta na seção precedente.

A **demanda intermediária** ocorre em proporções fixas, de acordo com os coeficientes técnicos da matriz de insumo-produto e a produção dos setores. Seu nível varia em função da produção bruta de cada setor, ou seja

$$PQ_i \cdot DI_i = \sum_{j=1}^{12} a_{ij} \cdot X_j^s \quad (10)$$

onde DI_i é a demanda intermediária para o produto composto i .

O **consumo das famílias** de produtos de cada setor decorre de uma função utilidade do tipo Stone-Geary. A demanda dos produtos é derivada da maximização desta função utilidade, sob a restrição orçamentária do consumidor, e constitui um sistema de gastos linear ou LES (Linear Expenditure System). Como pode ser observado na equação abaixo, a demanda de produtos sob esta especificação depende do consumo mínimo de cada produto, do consumo total de cada grupo de famílias, da propensão marginal a consumir e dos preços correntes.

$$PQ_i \cdot CP_i^h = \varphi_i^h \cdot PQ_i + \mu_i^h \left[RFD^h (1 - s^h) - \sum_{i=1}^{12} \varphi_i^h \cdot PQ_i \right] \quad (11)$$

onde φ_i^h é o consumo de subsistência mínimo do produto i pelo grupo de consumidores h ; μ_i^h é a propensão marginal a consumir, que diz como o gasto com cada produto muda quando a despesa total se altera.

O consumo do Governo é distribuído em proporções fixas entre os setores de acordo com a participação de cada um no consumo do ano-base.

$$PQ_i \cdot CG_i = \chi_i \cdot \overline{CG} \quad (12)$$

onde CG_i é o consumo do Governo do produto i ; χ_i é a participação do produto i no consumo total do Governo no ano-base; e \overline{CG} é o consumo total do Governo, o qual é exógeno e utilizado como variável de política econômica.

A participação do produto de cada setor na demanda de **investimento** é presumida constante. O montante de investimento em um determinado período depende da poupança total disponível. Quando o investimento é superior à poupança interna, os recursos adicionais para financiamento serão compensados pela “poupança externa”, ou seja, pelo déficit de transações correntes.

$$I = S \quad (13)$$

$$PQ_i \cdot I_i = k_i \cdot S \quad (14)$$

onde I é o investimento total, I_i é a demanda de investimento no setor i ; k_i é a participação do produto do setor i na demanda total para investimento, dada pelos dados do ano-base.

A poupança total S é a soma de três fontes: a) poupança das famílias (inclusive a poupança das empresas); b) poupança do Governo; e c) poupança externa.

$$S = S^f + S^g + S^{ex} \quad (15)$$

$$S^f = \sum_{h=1}^3 RFD^h \cdot S^h \quad (16)$$

$$S^g = RG - CG - TRG \quad (17)$$

$$S^{ex} = \sum_{i=1}^{12} \overline{PWM}_i \cdot M_i \cdot ER + RLE - \sum_{i=1}^{12} \overline{PWE}_i \cdot E_i \cdot ER \quad (18)$$

onde S^f é a poupança total das famílias; S^g é a poupança do Governo e CG é o gasto do Governo (déficit público corrente é igual à poupança com sinal trocado); S^{ex} é a poupança externa e RLE é a renda líquida enviada ao exterior; e S é a poupança total.

2.5 Geração e distribuição da renda

A renda agregada da economia é gerada no processo produtivo dos setores e é inicialmente alocada para os fatores de produção. A distribuição da renda dos fatores aos três grupos de famílias é feita da seguinte forma: a) as famílias rurais recebem a remuneração do trabalho e do capital oriunda do setor agropecuário; b) as famílias assalariadas urbanas recebem toda a remuneração do fator trabalho, com exceção daquela do setor agrícola; e c) as famílias capitalistas urbanas recebem toda a remuneração do fator capital, com exceção da que foi gerada no setor agrícola.

A remuneração do trabalho em cada setor é o produto da multiplicação do número de trabalhadores empregados no setor pelo salário médio vigente, descontado das contribuições sociais:

$$RL_i = W.L_i^d (1 - t^s) \quad (19)$$

$$RL = \sum_{i=1}^{12} RL_i \quad (20)$$

onde RL_i é a remuneração do trabalho no setor i e RL é remuneração total do trabalho total; e t^s é a taxa de contribuições sociais sobre os salários.

A remuneração do capital é calculada como a diferença entre a renda total do setor (ou valor adicionado) e a renda do trabalho.

$$RK_i = PL_i.X_i^s - W.L_i^d \quad (21)$$

$$RK = \sum_{i=1}^{12} RK_i \quad (22)$$

onde RK_i é a remuneração do capital no setor i e RK é a remuneração total do capital.

A renda dos fatores é distribuída aos três grupos de famílias. A renda das **famílias rurais (FR)** é a soma da remuneração do trabalho e do capital geradas no setor da agropecuária. Formalmente, ela é definida do seguinte modo:

$$RP^h = RK_i + RL_i, h=1 \text{ (fam. rurais) e } i=1 \text{ (setor da agropecuária)} \quad (23)$$

A renda das **famílias assalariadas urbanas (FA)** é a soma da remuneração do trabalho gerada na produção dos setores, com exceção do setor da agropecuária. Ela é obtida da seguinte forma:

$$RP^h = \sum_{i=2}^{12} RL_i; h=2 \text{ (fam. assalariadas) e } i=2, 3, \dots, 12 \text{ (demais setores)} \quad (24)$$

De forma similar, a renda das **famílias capitalistas urbanas (FC)** é a soma da remuneração do capital gerada na produção dos setores, com exceção do setor da agropecuária.

$$RP^h = \sum_{i=2}^{12} RK_i; h=3 \text{ (fam. capitalistas) e } i=2, 3, \dots, 12 \text{ (demais setores)} \quad (25)$$

Deduzindo o imposto de renda obtém-se a renda disponível de cada grupo de famílias. É sobre esta que elas tomam suas decisões de consumo e poupança.

$$RFD^h = RP^h \cdot (1 - td^h) \quad (26)$$

$$RFD^h = \sum_{i=1}^n PQ_i \cdot CP_i^h + s^h \cdot RFD^h \text{ (Rest. Orçamentária)} \quad (27)$$

onde RFD^h é a renda disponível do grupo de famílias h ; td^h é a alíquota do imposto direto sobre a renda do grupo h ; CP_i^h é o consumo do produto i pelo grupo h ; e s^h é a propensão média a poupar do grupo h .

As receitas tributárias do governo são oriundas: a) de impostos diretos sobre a renda das famílias; b) de impostos indiretos incidentes sobre as transações com bens e serviços; e c) tarifas de importação sobre os produtos oriundos do exterior. A receita tributária total⁶ é, portanto:

$$RG = TD + TI + TAR \quad (28)$$

$$TD = \sum_{h=1}^3 RP^h . td^h \quad (29)$$

$$TI = \sum_{i=1}^{12} PQ_i . Q_i . ti_i \quad (30)$$

$$TAR = \sum_{i=1}^{12} PM_i . M_i . tm_i \quad (31)$$

onde RG é a receita tributária total do governo; TD é a receita com impostos diretos; TI é a receita com impostos indiretos; TAR é a receita com tarifas de importação.

2.6 Preços

Os **preços dos produtos importados**, expressos em moeda doméstica, são determinados pelos preços internacionais convertidos pela taxa de câmbio e acrescidos das tarifas de importação. Assim, em termos formais, o preço de um determinado produto importado é definido da seguinte forma:

$$PM_i = \overline{PWM}_i (1 + tm_i) ER \quad (32)$$

6 Existem outras fontes de receita corrente do governo, as quais não são consideradas no modelo.

onde PM_i é o preço de importação do produto i em moeda doméstica; \overline{PWM}_i é o preço de importação do produto i em moeda externa; tm_i é a tarifa de importação do produto i ; ER é a taxa de câmbio nominal.

Os **preços dos produtos exportados**, expressos em moeda doméstica, são determinados pelos preços internacionais convertidos pela taxa de câmbio e descontados dos impostos de exportação.

$$PE_i = \overline{PWE}_i(1 - te_i)ER \quad (33)$$

onde PE_i é o preço de exportação do produto i em moeda doméstica; \overline{PWE}_i é o preço de exportação do produto i em moeda externa; te_i é o imposto de exportação do produto i (igual a zero neste trabalho).

Presumiu-se que há possibilidade de substituição imperfeita entre os bens transacionáveis internos e externos, os quais são agregados por uma função CES para formar um bem composto.⁷ O preço deste bem composto é uma média ponderada entre o preço do bem no mercado doméstico e do bem importado, expresso em moeda doméstica:

$$PQ_i = \frac{PM_i \cdot M_i + PD_i \cdot D_i}{Q_i} \quad (34)$$

onde PQ_i é o preço do bem composto i ; PD_i é o preço no mercado interno do produto doméstico i ; M_i é a quantidade importada do produto i ; D_i é a quantidade da produção doméstica de i que é vendida no mercado interno; Q_i é a quantidade ofertada do bem composto i . Além do consumo das famílias, o bem composto destina-se ainda ao consumo intermediário das atividades de produção, ao consumo do governo e à formação bruta de capital fixo.

O preço do valor adicionado, ou **preço líquido**, é o preço de venda no mercado da produção doméstica, descontado do imposto indireto e dos custos dos insumos intermediários. Ele é obtido da seguinte forma:

7 O bem composto é um agregado da produção interna e importada para o mesmo bem. Este conceito decorre da suposição de que bens do mesmo setor, se produzidos em regiões distintas, não são substitutos perfeitos, o que significa dizer que os bens se diferenciam em razão de sua procedência. Esta suposição, muito utilizada em modelos de equilíbrio geral aplicado, deve-se à Armington (1969).

$$PL_i = PD_i(1 - ti_i) - \sum_{i=1}^{12} a_{ij} \cdot PQ_i \quad (35)$$

onde PL_i é o preço líquido do produto i ; ti_i é o imposto indireto incidente sobre o produto i ; a_{ji} são os coeficientes técnicos de insumo-produto.

Finalmente, o nível geral de preços que foi escolhido como o numerário é um índice de preço de Paasche.

$$P_t = \frac{\sum_{i=1}^{12} PQ_{i,t} \cdot Q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{12} PQ_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}} \quad (36)$$

onde P_t é o nível de preço agregado no período corrente; $PQ_{i,t}$ é o preço do bem composto i no período corrente; e $Q_{i,t}$ é a quantidade do bem composto i no período corrente.

2.7 Condições de equilíbrio

A demanda interna de cada produto é satisfeita pela produção interna ou pelas importações. Assim, a demanda total de bens compostos é igual à soma do conjunto de demandas por este bem. No equilíbrio, a demanda interna de bens e serviços é igual à oferta interna, e a produção bruta doméstica de cada setor é igual à demanda entre vendas domésticas mais exportações:

$$DI_i + CP_i + CG_i + I_i = D_i + M_i \quad (37)$$

$$DI_i + CP_i + CG_i + I_i + E_i = X_i^s + M_i \quad (38)$$

Não há equilíbrio no mercado de trabalho. Este fechamento é consistente com a modelagem do salário, o qual é indexado ao índice geral de preços. A oferta de trabalho é fixada de maneira exógena, e como o salário nominal é indexado, a taxa de emprego varia endogenamente, abrindo, portanto, a possibilidade de haver desemprego. Desta forma, como a economia não está necessariamente operando sobre a fronteira das possibilidades

de produção, as políticas podem levar ao crescimento real da economia. O desemprego em cada período é definido pela diferença entre oferta e demanda de trabalho.

$$\sum_{i=1}^{12} L_{i,t}^d + TD_t = L_t^s \quad (39)$$

No setor externo, a taxa nominal de câmbio é definida exogenamente e, portanto, os saldos comerciais e correntes variam endogenamente, conforme a equação 17. Desta forma, não haverá necessariamente equilíbrio nestas contas. Presume-se que haja equilíbrio na conta de capital (eq. 14), significando que toda a poupança é investida na produção. Quando o investimento interno é superior à poupança, o mesmo deve ser financiado por recursos externos, o que se verifica pelo déficit nas transações correntes. Não há nenhum mecanismo no modelo que force um equilíbrio no orçamento do Governo. As receitas e despesas ocorrem de forma independente e nada garante que o equilíbrio venha a ocorrer.

$$TD + TI + TAR + TE + CS = S^g + TRG + \sum_{i=1}^{12} PQ_i \cdot CG_i \quad (40)$$

2.8 Relações intertemporais

A dimensão intertemporal do estoque de capital está no fato de que o investimento em cada período afeta a capacidade produtiva durante vários anos. No entanto, para que haja acumulação de capital entre um período e outro é necessário que o montante de formação de capital seja superior ao que foi desgastado pela depreciação.

$$K_t = K_{t-1} \cdot (1 - \Omega) + I_{t-1} \quad (41)$$

onde K_t e K_{t-1} são, respectivamente, o estoque do capital corrente e do período anterior; Ω é a taxa média de depreciação do capital; I_{t-1} é o investimento no período precedente.

O salário, indexado ao índice geral de preços, é reajustado anualmente de forma a repor integralmente a inflação.

$$W_t = W_{t-1} \left[1 + \omega \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \right] \quad (42)$$

onde W_t e W_{t-1} são, respectivamente, o salário médio corrente e do período anterior; P_t e P_{t-1} são o nível agregado de preços corrente e do período anterior; e ω é um parâmetro que indica o grau de indexação do salário à inflação, o qual varia entre 0 e 1 (neste trabalho considerou-se $\omega = 1$).

A oferta de trabalho é exógena, e em cada período é acrescida da taxa de crescimento da população economicamente ativa (PEA).⁸

$$L_t^s = L_{t-1}^s \left[1 + \left(\frac{PEA_t - PEA_{t-1}}{PEA_{t-1}} \right) \right] \quad (43)$$

2.9 Calibragem

As fontes de informação para construir a matriz de contabilidade social (MCS) foram a Matriz de Insumo-Produto de 1996 e as Contas Nacionais de 1996 a 1998, ambas do IBGE. A partir da MCS, pelo método de calibragem foram determinados os valores da maioria dos parâmetros do modelo. No entanto, como é comum neste tipo de modelagem, os valores de alguns parâmetros foram copiados diretamente de outros trabalhos. São eles: as elasticidades de substituição entre capital e trabalho na função de produção CES; as elasticidades de transformação entre vendas domésticas e exportações na função de transformação CET; e as elasticidades de substituição entre produtos domésticos e importados na função CES de Armington.

3 Resultados

Após a calibragem para o ano-base, construiu-se a solução de referência (ou trajetória histórica da economia) para o período de 1996 a 1998 por meio da atualização manual de algumas variáveis exógenas. Os gastos do Governo e o estoque de capital⁹ foram atualizados anualmente, sendo que as demais variáveis foram atualizadas pelo próprio modelo. A seguir, efetuaram-se as simulações de cinco opções de reforma tributária. Com

8 Considera-se a oferta de trabalho como sendo a população economicamente ativa (PEA).

9 O estoque de capital foi atualizado multiplicando-se o coeficiente capital-produto e o produto interno bruto. A esse respeito, ver Carvalho (1996).

as simulações mencionadas, foi possível comparar o desempenho das variáveis de interesse entre as opções simuladas e a trajetória histórica da economia no mesmo período.

A análise foi feita comparando os efeitos de cada política simulada sobre a evolução histórica da economia, reproduzida como uma solução do modelo. Esta solução é o caminho no tempo da economia sem nenhuma mudança política, representando, portanto, sua trajetória histórica com as políticas realmente adotadas pelo Governo no período analisado. A comparação da solução de referência com as trajetórias alternativas permite que se tire lições para escolhas ótimas de medidas econômicas no sentido de alcançar os objetivos de crescimento e distribuição de renda.

Foram simuladas cinco opções de políticas: a) **experimento 1** (Exp1): redução de 30% da alíquota do imposto de renda das famílias e aumento uniforme de 30% da alíquota dos impostos indiretos; b) **experimento 2** (Exp2): redução uniforme de 30% da alíquota dos impostos indiretos, compensada por uma redução de 15% nos gastos correntes do governo; c) **experimento 3** (Exp3): isenção de impostos indiretos para os produtos básicos (agropecuária, vegetais beneficiados, abate de animais, laticínios, óleos vegetais e outros alimentos), financiado por um aumento de 50% na alíquota de imposto de renda das famílias capitalistas urbanas; d) **experimento 4** (Exp4): isenção de impostos indiretos para os produtos básicos (agropecuária, vegetais beneficiados, abate de animais, laticínios, óleos vegetais e outros alimentos), financiado por uma redução de 12% nos gastos do governo; e e) **experimento 5** (Exp5): redução de 50% das alíquotas de impostos indiretos sobre os produtos básicos, compensado por um aumento de 17% na alíquota dos impostos indiretos dos outros produtos.

De uma forma geral, o objetivo de uma reforma tributária é garantir a receita necessária para que o setor público possa desempenhar as funções que lhe compete a um mínimo custo em termos de distorções na alocação de recursos. Para um país em desenvolvimento, como o Brasil, e que apresenta uma forte distorção na distribuição de renda, deve-se colocar um componente adicional: como garantir as receitas necessárias ao setor público e, ao mesmo tempo, possibilitar um aumento da capacidade de consumir das famílias mais pobres.

Como o objetivo do trabalho não é discutir o tipo e o tamanho ideal de Estado, as opções de reforma tributária que foram simuladas procuraram manter o patamar de receitas públicas tributárias em vigor no ano-base. Além disso, este critério facilita a interpretação dos resultados e a comparação da performance entre as diferentes opções. Por exemplo, no Exp1 reduziu-se em 30% as alíquotas do imposto direto sobre a renda das famílias e aumentou-se as alíquotas dos impostos indiretos em 30%, montante necessário para garantir as receitas tributárias do primeiro ano da simulação. Em outras palavras, todas as

simulações partem com um déficit público de curto prazo¹⁰ equivalente ao observado no ano-base e, dado que todas partem da mesma situação, as comparações entre as diferentes opções devem ser feitas em relação às trajetórias por elas produzidas no período analisado.

As reformas tributárias provocam mudanças substanciais na estrutura produtiva e na distribuição de renda e, em geral, seus efeitos levam algum tempo para se manifestar, sendo que no curto prazo é comum seus resultados serem opostos aos almejados. Conforme Agénor e Montiel (1996), para o curto prazo são esperados efeitos opostos àqueles preconizados para o médio e longo prazo, porque estas medidas provocam um grande distúrbio sobre os sinais do mercado.

Além disso, no caso de um aumento de impostos indiretos, os efeitos perversos no curto prazo tendem a ser mais drásticos para os consumidores porque estes impostos, por serem amplamente distribuídos na economia, tendem a provocar um grande aumento dos preços e, conseqüentemente, uma redução do salário real e do consumo das famílias. O fato é que, de qualquer forma, sempre vai haver um período crítico imediatamente após a reforma e os formuladores de política devem conviver e administrar esta realidade. Uma alternativa é combinar várias opções de forma a minimizar os custos econômicos no curto prazo e outra é adotar medidas de forma gradual.

3.1 Crescimento e distribuição de renda

A Tabela 1 (Exp1) mostra que a substituição de impostos diretos por indiretos ocasiona uma redução do crescimento econômico e do emprego. Os resultados da Tabela 2 (Exp1) evidenciam também que, para os consumidores, essa política tributária não é uma boa alternativa, pois provoca um efeito negativo sobre a renda real de todos os grupos de famílias.

Além disso, o aumento de preços provocado pelo aumento dos tributos indiretos reduz a competitividade dos produtos domésticos, reduzindo as exportações, as quais caem significativamente em relação à trajetória histórica (Tabela 1, Exp1). No entanto, devido à redução da renda real das famílias, as importações também caem, de tal forma que há uma melhora no balanço de transações correntes com o exterior. Por fim, a diminuição do nível de atividade econômica provoca uma redução das receitas tributárias e ocasiona um aumento no déficit fiscal.

10 Neste trabalho considera-se curto, médio e longo prazos os períodos de um, dois e três ou mais anos, respectivamente.

Quanto ao desempenho dos setores, essa política tem impactos negativos generalizados sobre a produção. Isto se explica, primeiro, pelo fato de que esta medida provoca um efeito renda real negativo sobre as famílias, o que reduz a demanda para consumo e, segundo, pela perda de competitividade das exportações, devido ao aumento dos preços domésticos. As medidas que implicam redução relativa dos tributos indiretos têm, pelos mesmos motivos, efeitos opostos.

Tabela 1
Resultados das Simulações de Reforma Tributária
Sobre Algumas Variáveis Selecionadas

Variáveis	Impacto: Valor da simulação/Valor do ano-base				
	Exp1	Exp2	Exp3	Exp4	Exp5
Produto interno bruto					
Ano 1	0,987	1,007	1,003	0,998	0,995
Ano 2	0,988	1,005	1,003	0,996	0,994
Ano 3	0,989	1,004	1,001	0,994	0,994
Média	0,988	1,005	1,002	0,996	0,994
Emprego					
Ano 1	0,949	1,043	1,049	1,038	1,001
Ano 2	0,955	1,035	1,043	1,031	1,000
Ano 3	0,955	1,036	1,047	1,035	1,003
Média	0,953	1,038	1,046	1,035	1,001
Exportações					
Ano 1	0,975	1,022	1,015	1,013	0,996
Ano 2	0,973	1,023	1,016	1,014	0,996
Ano 3	0,973	1,023	1,016	1,014	0,996
Média	0,974	1,023	1,016	1,014	0,996
Importações					
Ano 1	0,976	1,025	1,028	1,033	1,009
Ano 2	0,969	1,036	1,028	1,036	1,005
Ano 3	0,969	1,036	1,026	1,035	1,004
Média	0,971	1,032	1,027	1,035	1,006
Déficit em transações correntes					
Ano 1	1,000	1,333	1,667	1,667	1,333
Ano 2	0,967	1,067	1,067	1,100	1,033
Ano 3	0,966	1,069	1,069	1,103	1,034
Média	0,977	1,156	1,267	1,290	1,134
Déficit fiscal					
Ano 1	1,000	0,978	1,000	1,000	1,022
Ano 2	1,039	0,921	0,974	0,947	1,013
Ano 3	1,038	0,899	0,975	0,937	1,013
Média	1,026	0,933	0,983	0,961	1,016

Fonte: Cálculos do autor.

A Tabela 1 (Exp2) mostra que a redução relativa de impostos indiretos sobre os produtos provoca uma diminuição dos preços ao consumidor, o que leva a um aumento no consumo final. Este efeito, por sua vez, melhora as condições de mercado, resultando em um aumento da atividade econômica doméstica e ocasionando impactos positivos sobre a produção da maioria dos setores (Tabela 3, Exp2).

O aumento da competitividade dos produtos domésticos, devido à redução dos tributos indiretos, leva a um aumento das exportações. Entretanto, as importações aumentam relativamente mais, causando um crescimento do déficit externo. Este aumento das importações tem duas explicações: a) o fato de que a economia brasileira é bastante dependente de insumos e bens de capital importados e, por isso, quando a economia cresce, as importações também crescem; e b) o efeito positivo sobre a renda real das famílias, conforme Tabela 2 (Exp2), aumenta a importação de bens finais. No que se refere ao setor público, o aumento da atividade econômica, associado à redução dos gastos do governo, leva a uma melhora no balanço fiscal.

Observando o comportamento do déficit externo e do déficit público na simulação anterior e na atual (Tabela 1, Exp1 e 2), chega-se à seguinte conclusão: quando aumenta a atividade econômica doméstica, diminui o déficit público e aumenta o déficit externo. Isto demonstra que, para crescer, a economia brasileira depende de importações de insumos e de bens de capital.

A redução ou eliminação dos impostos indiretos sobre os produtos básicos - Tabela 1 (Exp3 e Exp4) - reduz o preço ao consumidor para estes bens, o que provoca um aumento do consumo. O efeito renda induz, também, a um aumento na demanda dos outros bens. Este aumento do consumo pressiona os preços do produtor, resultando em um aumento da oferta de produtos domésticos e de importações. Nesse processo, as agroindústrias são beneficiadas duplamente: via redução do preço da matéria-prima e via aumento da demanda de seus produtos no mercado.

De uma forma geral, pode-se dizer que para os setores da agropecuária e produtores de alimentos seria preferível que a redução de impostos dessa política fosse financiada por um aumento do imposto de renda das famílias mais ricas, enquanto que para os setores produtores de bens de capital melhor seria que fosse feita por meio de uma redução de gastos públicos. Além dos efeitos diretos da política, isto se explica, também, pelo fato de que os setores básicos são mais dependentes de ações do governo e também pela Lei de Engel (para bens normais), ou seja, estes setores pouco têm a perder com a redução da renda real das famílias mais ricas.

Tabela 2
Efeito das Políticas de Reforma Tributária Sobre a Distribuição
de Renda Entre os Diferentes Grupos de Famílias

Grupos de famílias	Impacto: Valor da simulação/Valor do ano-base			
	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Média
Exp1				
Rurais	0,953	0,956	0,958	0,956
Assalariadas Urbanas	0,969	0,973	0,974	0,972
Capitalistas Urbanas	0,961	0,964	0,965	0,963
Exp2				
Rurais	1,046	1,041	1,039	1,042
Assalariadas Urbanas	1,022	1,016	1,015	1,018
Capitalistas Urbanas	1,058	1,054	1,053	1,055
Exp3				
Rurais	1,042	1,037	1,036	1,038
Assalariadas Urbanas	1,028	1,023	1,021	1,024
Capitalistas Urbanas	1,012	1,008	1,006	1,009
Exp4				
Rurais	1,040	1,034	1,032	1,035
Assalariadas Urbanas	1,019	1,011	1,008	1,013
Capitalistas Urbanas	1,045	1,039	1,037	1,040
Exp5				
Rurais	1,002	1,000	1,000	1,001
Assalariadas Urbanas	1,001	0,999	0,998	0,999
Capitalistas Urbanas	0,998	0,997	0,996	0,997

Fonte: Cálculos do autor.

A combinação de um aumento da massa salarial, devido ao aumento do emprego, com o efeito renda da redução dos preços, provoca uma significativa melhora na renda real das famílias. Há, no entanto, interesses antagônicos entre os diferentes grupos quanto à melhor opção política: redução de tributos viabilizada por um aumento do imposto de renda das famílias mais ricas ou por uma redução de gastos públicos. Como se pode confirmar pelos dados da Tabela 2 (Exp3 e Exp4), para os grupos de menor renda o ideal seria por meio da primeira opção, o que, obviamente, entra em conflito com o grupo de famílias de maior renda, que é quem financia.

As duas opções de financiamento do incentivo aos produtos básicos apresentam resultados um pouco diferentes. Verificando a Tabela 1 (Exp3 e Exp4), percebe-se que

quando ele é efetuado via aumento de impostos diretos sobre as famílias mais ricas, o PIB tem desempenho favorável, e quando é realizado por redução de gastos públicos, o PIB cai. Para compreender o porquê deste comportamento, três aspectos devem ser analisados.

Primeiro, uma redução dos gastos do governo provoca um impacto desfavorável sobre a atividade econômica devido ao seu efeito multiplicador. Este aspecto tende a afetar negativamente a renda real de todos os grupos de famílias, mas principalmente das famílias urbanas de baixa renda, o que leva a uma redução da demanda e por, conseqüência, do emprego. O incentivo aos produtos básicos compensa, em parte, os efeitos perversos da redução dos gastos do governo. Observa-se na Tabela 2 (Exp3 e Exp4) que todas as famílias ganham com o incentivo aos produtos básicos, embora este ganho seja diferenciado entre os grupos. No primeiro caso, há uma melhora significativa e para as famílias rurais e assalariadas urbanas e, no segundo caso, estas são as menos beneficiadas.

Segundo, com a redução de gastos públicos tem-se um deslocamento do componente “gastos do governo” para o componente investimento privado da demanda agregada. Normalmente, um aumento do investimento leva a um aumento das importações e a uma deterioração do balanço de transações correntes com o resto do mundo. Os resultados da Tabela 1 (Exp3 e Exp4) confirmam este fato.

Terceiro, um incentivo aos produtos básicos, financiado pelo aumento do imposto de renda sobre as famílias mais ricas, leva a um deslocamento de renda em favor de um grupo de famílias com uma maior propensão a consumir. Isto resulta em um impacto positivo significativo sobre a produção dos setores produtores de produtos básicos (Tabela 3, Exp3 e Exp4).

A transferência de renda entre os setores, como foi proposto na última política de reforma tributária, não obteve, em geral, resultados favoráveis. O fato mais importante a destacar desta simulação, conforme Tabela 1 (Exp5), é o aumento do emprego, o que indica que os setores básicos são mais intensivos em trabalho do que os demais. Em relação à distribuição de renda, a Tabela 2 (Exp5) mostra que há um impacto muito pequeno. Nele, as famílias rurais têm um resultado positivo, as famílias urbanas assalariadas um resultado ambíguo e as famílias urbanas capitalistas um resultado negativo.

3.2 Performance setorial

O aumento das alíquotas dos impostos indiretos afeta negativamente a produção de todos os setores. Conforme os resultados da Tabela 3 (Exp1), os mais atingidos são os

setores automóveis, ônibus e caminhões e fabricação de calçados. As causas da baixa performance de cada um, no entanto, são diferentes. A produção de automóveis e caminhões diminui principalmente devido ao efeito renda real negativo desta política (Tabela 2, Exp1), enquanto que a produção de calçados, e outros produtos exportáveis, têm uma redução da produção devido à perda de competitividade dos produtos no mercado externo, causada pelo aumento do preço doméstico (Tabela 1, Exp1).

Uma situação praticamente oposta acontece com uma redução das alíquotas de tributos indiretos. A Tabela 3 (Exp2) mostra que os setores que mais aumentam a produção são aqueles mais prejudicados com a política de aumento de impostos indiretos. A explicação também pode ser dada de forma simétrica. O efeito positivo sobre a renda real, principalmente das famílias de alta renda (Tabela 2, Exp2), proporciona um aumento da demanda para os setores voltados ao mercado doméstico. Por outro lado, a redução dos preços domésticos, proporcionada pela redução das alíquotas, aumenta a competitividade dos produtos exportáveis, melhorando seu desempenho (Tabela 1, Exp2).

Como já foi visto, o incentivo aos produtos básicos tem um efeito renda positivo para todos os grupos de famílias. Como mostra a Tabela 3 (Exp3 e 4), isto repercute positivamente sobre a produção, não só dos setores beneficiados diretamente, mas também sobre a produção de todos os outros setores. No entanto, como seria de se esperar, o efeito maior ocorreu sobre os setores básicos, não só por causa do incentivo direto, mas também pelo aumento do consumo das famílias assalariadas, proporcionado pelo significativo ganho de renda real que elas obtiveram (Tabela 2, Exp3 e 4). Com a política de subsídios sobre os produtos básicos, as agroindústrias são beneficiadas de três formas: por meio da redução dos preços das matérias-primas agrícolas; pelo efeito expansivo ocorrido sobre a demanda interna; e pela melhora da sua competitividade no mercado externo. A conjunção destes fatores proporciona o crescimento de aproximadamente 5% na produção destes setores (Tabela 3, Exp3 e Exp4), com impactos significativos sobre o mercado de trabalho (Tabela 1, Exp3 e Exp4).

Tabela 3
Impactos das Políticas de Reforma Tributária Sobre a Produção Setorial

Setores	Impacto: Valor da simulação (média)/Valor do ano-base			
	Exp1	Exp2	Exp3	Exp4
Agropecuária	0,982	1,017	1,023	1,022
Máquinas, Tratores e Equipamentos	0,970	1,039	1,004	1,015
Automóveis, Ônibus e Caminhões	0,934	1,070	1,010	1,018
Químicos diversos	0,978	1,021	1,010	1,010
Fabricação de Calçados	0,951	1,046	1,020	1,015
Beneficiamento de Prod. Vegetais	0,964	1,032	1,076	1,071
Abate de Animais	0,974	1,022	1,044	1,039
Indústria de Laticínios	0,969	1,026	1,060	1,056
Fabricação de Óleos Vegetais	0,982	1,015	1,028	1,025
Outros Produtos Alimentares	0,962	1,034	1,081	1,075
Outras Indústrias	0,977	1,024	1,006	1,008
Comércio e Serviços	0,999	0,987	1,000	0,984

Fonte: Cálculos do autor.

Em suma, os resultados mostram que para aumentar a produção de todos os setores é necessário adotar medidas que levem a uma diminuição do preço dos produtos no mercado. A redução relativa de tributos indiretos favorece todos os setores. Esta redução de tributos, no entanto, deve ser compensada com outras receitas para o governo e, para isso, é preciso fazer uma escolha entre transferências privadas de renda, ou seja, aumentar os impostos diretos sobre as famílias mais ricas, ou transferências do setor público para o privado, via redução de gastos do governo. Esta última alternativa, no entanto, afeta negativamente a renda real das famílias, principalmente das mais pobres.

Verifica-se, portanto, um conflito entre o grupo de famílias urbanas assalariadas e os grupos de famílias rurais e urbanas capitalistas no que se refere à melhor opção de política tributária. Para os primeiros, é preferível uma menor tributação indireta sobre os produtos básicos, financiada por um aumento do imposto de renda das famílias mais ricas, enquanto que para os outros grupos a melhor opção é uma redução das alíquotas dos impostos indiretos de todos os produtos, financiada por uma redução dos gastos do governo.

4 Comentários finais

Este trabalho teve a pretensão de verificar se seria possível promover uma reforma tributária que, ao mesmo tempo, aumentasse o crescimento econômico e melhorasse a distribuição de renda, sem piorar a situação das contas públicas e do balanço de pagamentos. Os resultados das simulações que foram feitas com o modelo utilizado mostraram que isso é possível e factível, proporcionando, assim, algumas lições importantes.

A primeira lição a destacar é que uma reforma tributária que representasse uma substituição de impostos diretos sobre a renda por impostos indiretos sobre produtos, mantendo a carga tributária total inalterada, seria uma alternativa que provocaria redução do crescimento econômico, aumento do desemprego e redução da renda real de todos os grupos de famílias. Em termos setoriais, como não poderia ser diferente, haveria uma redução generalizada da produção. O aumento dos preços dos produtos domésticos, decorrente do aumento das alíquotas dos impostos indiretos, provocaria redução da demanda no mercado interno e perda de competitividade no mercado externo.

A segunda lição que se pode tirar dos exercícios efetuados é que uma redução da carga de impostos indiretos, com conseqüente redução de gastos públicos, teria um efeito expansivo sobre o crescimento do PIB e aumentaria o nível de emprego. Além disso, essa política teria um impacto favorável sobre as contas públicas, mas, em contrapartida, traria uma pressão negativa sobre o saldo de transações correntes com o exterior. A renda das famílias melhoraria, especialmente para os grupos Rural e Capitalistas Urbanas. Em termos setoriais, com o aquecimento do mercado interno e melhoria da competitividade externa, haveria um aumento da produção em todos os setores, exceto no setor de Comércio e Serviços por causa da redução dos serviços públicos.

A terceira lição relevante é que uma reforma tributária que contemplasse uma isenção (ou redução) de impostos indiretos sobre produtos agropecuários e alimentares, compensando essa perda de receita com um aumento do imposto de renda das famílias de maior renda, provocaria efeitos expansivos sobre o crescimento econômico e o emprego. O emprego, com esta política, cresceria mais em relação a outras políticas porque, neste caso, seriam beneficiados setores relativamente mais intensivos em trabalho. Como no caso anterior, essa alternativa política provocaria um impacto favorável sobre as contas públicas mas um efeito desprezível sobre o saldo de transações correntes com o exterior. A renda real das famílias melhoraria, especialmente, como seria esperado, para os grupos Rural e Assalariadas Urbanas. A produção aumentaria em praticamente todos os setores,

embora aumentasse relativamente mais naqueles beneficiados com a redução dos impostos indiretos.

Uma quarta lição a destacar é que caso a política anterior fosse viabilizada por meio de uma redução de gastos públicos, ao invés de um aumento de impostos diretos sobre as famílias de maior renda, alguns dos efeitos seriam bem diferentes, especialmente sobre o PIB e a renda das famílias: haveria uma redução do crescimento do PIB e a renda real das famílias aumentaria relativamente mais no grupo de Capitalistas Urbanas.

Finalmente, uma reforma tributária que fizesse uma reestruturação na carga de impostos indiretos, reduzindo as alíquotas incidentes sobre os produtos agropecuários e alimentares e compensando a perda de receita com o aumento das alíquotas sobre os demais setores, teria um efeito negativo sobre o crescimento do PIB e um efeito desprezível sobre o emprego. Além disso, ela provocaria um impacto desfavorável sobre as contas públicas e também sobre o saldo de transações correntes com o exterior. A renda real das famílias urbanas diminuiria e a das famílias rurais teria um pequeno aumento.

Assim, descartando as opções que provocariam impactos desfavoráveis sobre o crescimento econômico, pode-se dizer que a reforma tributária ideal, dados os objetivos colocados anteriormente, seria aquela que incorporasse, em maior ou menor grau, as seguintes mudanças em relação ao sistema atual: redução da carga tributária indireta, especialmente sobre os produtos agropecuários e alimentares; compensação da perda de receita subjacente com uma racionalização (não diminuição) de gastos públicos e, especialmente, com um aumento do imposto de renda das famílias que possuem um maior nível de renda. A implementação dessas políticas ocasionaria uma expansão da atividade econômica e, conseqüentemente, implicaria uma melhoria das contas públicas e uma pressão negativa sobre o saldo de transações correntes. Por isso, algumas ações específicas de estímulo às exportações e/ou à substituição de importações deveriam ser adotadas. Em suma, as políticas que levam a uma melhor distribuição da renda privada são alternativas eficazes para aumentar o crescimento econômico e promover o ajuste fiscal.

Bibliografia

- Agénor, P. R.; Montiel, P. J. *Development macroeconomics*. Princeton University Press, 1996.
- Andrade, S. C.; Najberg, S. *Uma matriz de contabilidade social atualizada para o Brasil*. Rio de Janeiro: BNDES, 1997. (Texto para Discussão)

- Armington, P. A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, v. 16, p. 159-78, 1969.
- Castilho, M. R. *Algumas considerações sobre o uso de modelos computáveis de equilíbrio geral como instrumento de análise do setor externo brasileiro*. Rio de Janeiro: Funcex, 1994.
- Carvalho, J. C. *Estimativas do produto potencial, relação capital/produto e depreciação do estoque de capital*. Texto para Discussão n. 44, BNDES, 1996.
- Dervis, K.; de Melo, J.; Robinson, S. *General equilibrium models for development policy*. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- Fochezatto, A. *Estabilização, ajuste estrutural e equidade no Brasil: uma análise contrafactual com um modelo de EGA 1994/97 1999*. Tese (Doutorado), PPGE/UFRGS. Porto Alegre.
- Guilhoto, J. J. M. *A experiência brasileira com modelos computáveis de equilíbrio geral*. Rio de Janeiro: IEI/UFRJ, 1988. (Texto para Discussão, n. 175)
- IBGE. *Contas consolidadas para a nação - Brasil 1991-1998*. Brasil: Ministério do Planejamento e Orçamento, 1999.
- _____. *Matriz de insumo-produto Brasil 1996*. Brasil: Ministério do Planejamento e Orçamento, 1996.
- Kehoe, T. J.; Noyola, P. J.; Manresa, A.; Polo, C.; Sancho, F. A general equilibrium analysis of the 1986 tax reform in Spain. *European Economic Review*, n. 32, p. 334-342, 1988.
- Kehoe, T. J. Social accounting matrices and applied general equilibrium models. *Working Paper 563*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department, 1995.
- Melo, J. SAM-based models: an introduction. *Journal of Policy Modeling*, v. 10, n. 3, p. 321-325, 1988.
- Robinson, S. Multisectoral models. In: Chenery, H.; Srinivasan, T. N. (eds.), *Handbook of development economics*. Elsevier Science Publishers, V. II, 1989.
- Vianna, S. W.; Magalhães, L. C. G.; Silveira, F. G.; Tomich, F. A. *Carga tributária direta e indireta sobre as unidades familiares no Brasil: avaliação de sua incidência nas grandes regiões urbanas em 1996*. Brasília: IPEA, 2000 (Texto para Discussão Nº 757)

On the information content of oil future prices*

Benjamin Miranda Tabak[§]

RESUMO

Este artigo lida com a eficiência dos contratos futuros de petróleo cru do tipo Brent e testa se esses contratos podem ser utilizados para prever os preços à vista a serem realizados. A evidência sugere que os preços dos contratos futuros até três meses de petróleo cru do tipo Brent geram previsões não viesadas dos preços à vista mas o poder explicativo não é grande (em torno de 20%). Além disso, utilizando técnicas de cointegração a hipótese de ausência de viés para os preços futuros como preditores dos preços à vista não pôde ser rejeitada. Quando a amostra é dividida em sub-períodos, a ausência de viés é rejeitada.

Palavras-chave: conteúdo informacional, Brent Crude, preços petróleo, futuros, cointegração.

ABSTRACT

This paper deals with the efficiency of the Brent Crude oil future contracts and tests whether futures can be used to predict realized oil spot prices. Evidence suggests that future prices up to three-months contracts on Brent Crude are unbiased predictors of future spot prices but the explanation power is not high (around 20%). Furthermore, using cointegration techniques the unbiasedness hypothesis for future prices as predictors of realized spot prices could not be rejected. When the sample is divided into sub-periods, the absence of bias in futures prices is rejected.

Key words: information content, Brent Crude, oil prices, futures, cointegration.

JEL classification: C53, G14, G15.

* The author would like to thank two anonymous referees for their valuable suggestions that have greatly improved the paper. All errors are responsibility of the author. The views expressed herein do not necessarily reflect the views of the Central Bank of Brazil.

§ Banco Central do Brasil. benjamin.tabak@bcb.gov.br

Recebido em setembro de 2001. Aceito em outubro de 2002.

1 Introduction

There has been little agreement in the financial literature on whether future prices have power to forecast realized spot prices. For many markets as interest rates, exchange rates and commodities, there has been a huge research effort to assess whether forward and future markets have forecasting power. However, empirical evidence is mixed.

If future and forward prices serve as efficient predictors of futures spot prices is a question that many researchers have been tackling with during the last decades. In the foreign exchange market, results shown by Scott (1982) suggest that prices in futures and forward markets do not reveal any additional information on market expectations that is not already revealed in spot prices. According to Scott (1982), "*In foreign exchange markets forward rates are very poor predictors of future changes in the exchange rates.*" Obstfeld and Rogoff (1996), based on empirical evidence for many series, recommend betting on the opposite direction of that indicated by the forward rates, suggesting that forward exchange rates are far from efficient predictors.

On interest rates, Fama (1984) tests whether the current forward-spot differential has power of forecasting either the future premium or the future change in the one-month spot interest rate and concludes that forward rates have information about future spot rates. Cole and Reichenstein (1994) found evidence that Eurodollar futures rates fully reflect information contained in their data and furthermore that futures rates on the contract expiring in one quarter provides an efficient forecast of LIBOR at expiration but more distant futures rates contain risk premium which increases with the contract expiration date.

For commodities, Fama and French (1987) found evidence that futures prices have time-varying expected premiums and power to forecast future spot prices. Crowder and Hamed (1993) test the efficiency of the oil futures market from March 1983 to September 1990, using data from the New York Mercantile Exchange. In a cointegration analysis framework they found evidence supporting the efficiency hypothesis but not the arbitrage equilibrium hypothesis. For metal markets, Chowdhury (1991) finds evidence that futures prices are biased predictors of the subsequent spot prices.

This paper assesses whether futures contracts on oil have information content concerning realized spot oil prices. The Brent Crude futures contracts traded at the International Petroleum Exchange (IPE) are used spanning the period from January, 1990 to December, 2000. Another important question addressed here is whether futures prices are unbiased predictors of futures spot prices. Crowder and Hamed (1993) analyze these contracts (one month futures contracts) using cointegration analysis. In this paper besides a

cointegration approach we also use Fama (1984) regressions to test the unbiasedness hypothesis for the oil futures market and study the behavior of contracts up to three months.

Oil futures prices frequently exhibit backwardation in which futures prices are below spot prices. Backwardation represents a puzzle for economists as it appears to violate intertemporal nonarbitrage conditions. An explanation for backwardation could be that as most hedgers are producers, they would hedge using short future positions. Hedgers will be called to pay a premium in order to induce speculators to take opposite long positions. Thus futures prices below spot prices give speculators an expected profit. This would mean that premium risk would play an important role in futures contracts pricing.

Backwardation can also be explained by means of an economic concept: the convenience yield. The convenience yield would be a flow of non-pecuniary benefits that commodity stockholding perceive that do not accrue to holders of futures and forward contracts. This could explain why futures prices would be below spot prices for long periods of time.

A last explanation of backwardation would be the one given by Litzenberger and Rabinowitz (1995) which argue that ownership of oil reserves may be viewed as owning a call option whose exercise price corresponds to the extraction costs. In this context, backwardation arises from the equilibrium tradeoff between exercising the option and keeping it alive.

Summarizing, it does not seem clear whether oil futures prices would be good predictors of realized spot prices. There may be some biases that could be most pronounced in times of greater uncertainty as speculators would ask for higher risk premiums. Testing whether risk premium implicit in oil futures contracts are time-varying is also done.

To the best of our knowledge, the only research paper assessing efficiency on Brent Crude futures is that of Kellard *et al.* (1999). In this paper the authors test the one-month contract for Brent oil and other commodities.¹

The contribution of this paper is that it tests the efficiency hypothesis up to the Brent Crude 3-months futures contracts, so it look to the futures contract short end curve. The main motivation for the study is that the Brazilian Ministry of Finance has decided that it will use the average price on Brent Crude Oil every quarter to adjust domestic prices for

1 Most of efficiency studies that use cointegration techniques are based on a model that relates the spot price at time t and the Futures price at time $t-1$ maturing at time t . Testing for efficiency is then conducted by regressing futures prices on spot prices and verifying whether these futures are unbiased estimators (statistically different from one) and also whether the intercept would be statistically indistinguishable from zero.

oil, with obvious implications on domestic inflation. The question which arises is that if futures prices can be used to forecast future realized oil prices and thus can help forecast future domestic inflation. The interest on oil contracts has its origin from the oil shock that happened in 1999 and 2000. Prices for Brent Crude averaged US\$ 12,53 in the second half of 98. In 99 and 2000 the average rose to US\$ 17,96 and US\$ 28,64, respectively. In 2000, prices reached a peak of US\$ 34,55. The Brent Crude futures contract is one of the world's most important pricing indicators for the oil industry. These contracts form a key part of the so called Brent complex that is used to price two thirds of world's internationally traded Crude oil.

This paper proceeds as follows: in the second section it tests whether futures prices have information content and if there are time-varying risk premiums. In section three, some cointegration and market efficiency tests are performed. Section four concludes the paper.

2 Methodology and empirical results

Subsection 2.1 illustrates the Fama (1984) approach. Subsection 2.2 shows how the sampling has been done. Section 2.3 presents empirical results.

2.1 The Fama (1984) approach

The Fama (1984) approach is used in the next subsection, which consists basically in using two regressions:

$$S_T - S_t = \alpha_1 + \beta_1 [F_{t,T} - S_t] + \varepsilon_1(t, T) \quad (1)$$

$$F_{t,T} - S_T = \alpha_2 + \beta_2 [F_{t,T} - S_t] + \varepsilon_2(t, T) \quad (2)$$

where S_T is the realized spot price at time T, $F_{t,T}$ is the price of the futures contract for month T, at time t, $\varepsilon_1(t, T)$ and $\varepsilon_2(t, T)$ are the residuals of the regressions.

If β_1 is significantly different from zero then the basis observed at instant t contains information about changes in the spot rate.² Likewise, if β_2 is significantly different from zero then the basis contains information about the risk premium realized on T.

2 The basis, $F_{t,T} - S_t$, is defined as the difference between the futures price and the spot price, both at time t.

2.2 Data

The data used in this paper has been collected on the Bloomberg database for all futures contract series up to 3 months and for the spot price. These contracts on Brent Crude Futures are traded at the International Petroleum Exchange (IPE).

Trading on these contracts ceases at the close of business on the business day immediately preceding the 15th day prior to the first day of the delivery month, if such 15th day is a banking day in London.³

The series for futures contract prices was built by using the closing price of the day immediately after the cessation of trading of contracts, which could be thought as the first available forecast for subsequent months. This sampling approach guarantees that the data does not overlap and it does not suffer from the econometric problems described in Hansen and Hodrick (1980) and West (1997).⁴ Nonetheless, it sacrifices observations.

The measurement of the basis is made as the difference between the futures prices and the spot price on that particular day. Using expiry dates for Brent Crude, the basis is calculated for the day immediately after the expiration of contracts. The change of spot prices is then calculated as the difference between the spot price on the day of cessation of trading on contracts and the spot price in the previous month.

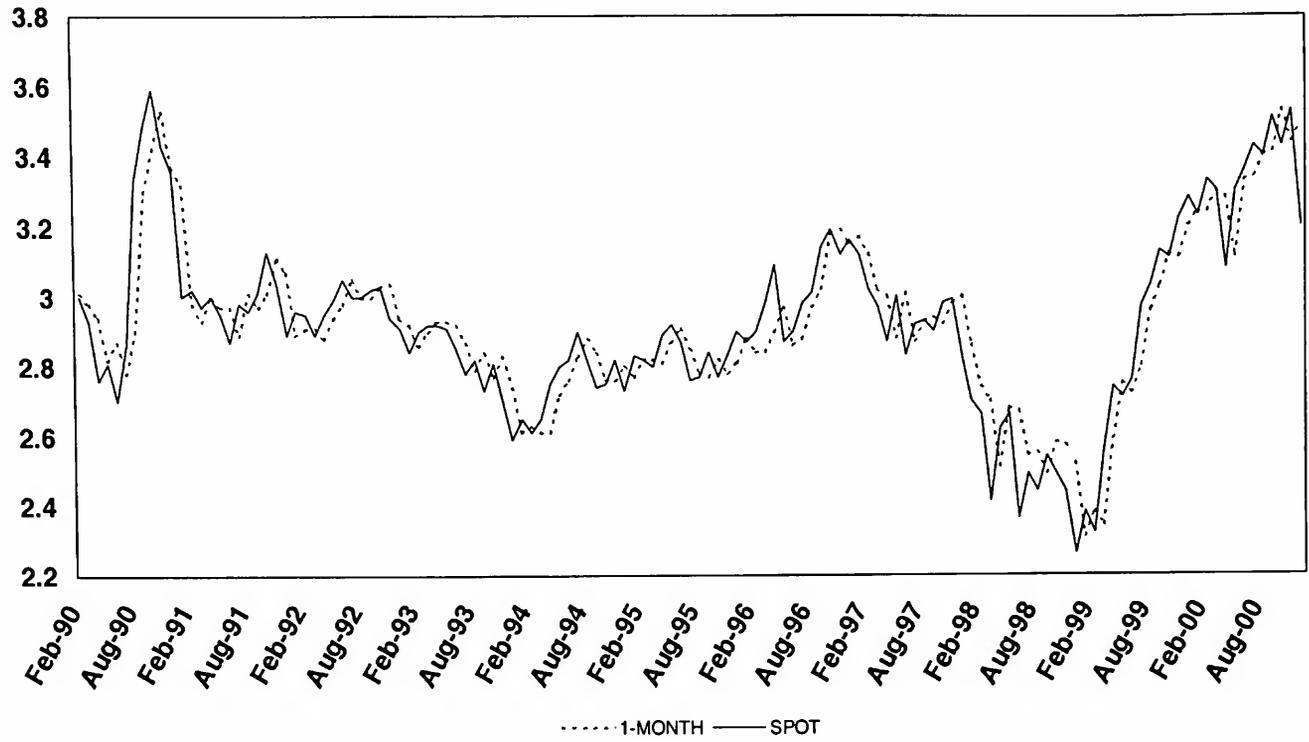
The data spans the period from January 1990 to December 2000, which means that there are 132 observations for the one-month contract, 66 for the two-months-contract and 44 for the three-months contract. All variables are in natural log levels.

The chart below shows the evolution of spot and one-month futures prices during the 90's. Notice that, during lasting periods of upward price movements, futures prices tend to underestimate the realized spot prices, while during periods of downward movements, futures prices tend to overestimate spot prices (this behavior is also present in figures for the two and three-months contracts as presented below). However, there seems to be a clear relationship between these prices in the sense that they seem to move together.

3 If the 15th day is a non-banking day in London (including Saturday), trading shall cease on the business day immediately preceding the first business day prior to the 15th day.

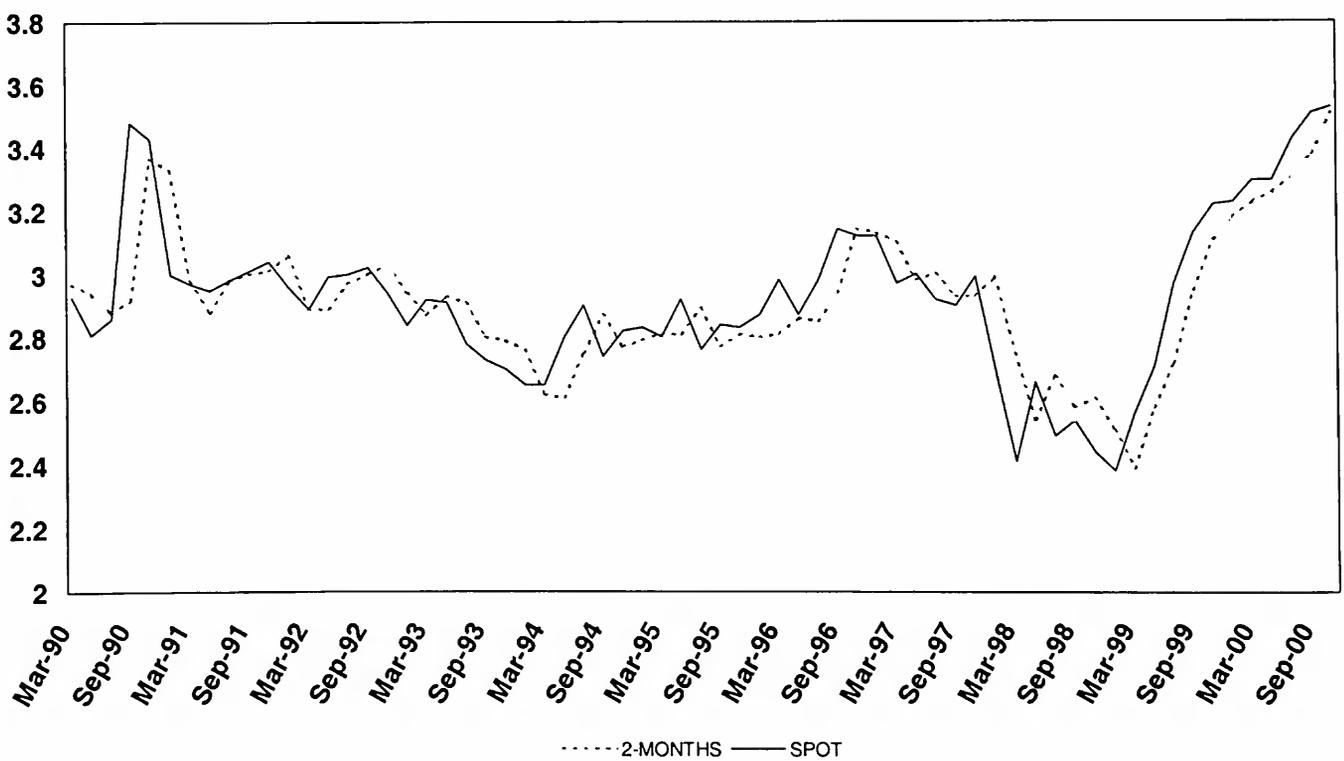
4 Standard errors from regressions with overlapping observations must be corrected for auto-correlation. In general, researchers use the Generalized Method of Moments estimator, using lagged explanatory variables as instruments, and correcting the covariance matrix for the MA error as suggested in Hansen (1982), with the modification due to Newey and West (1987) to ensure that the variance-covariance matrix is positive definite or as suggested in West (1997).

Figure 1
Month Future Versus Spot (in natural Log)



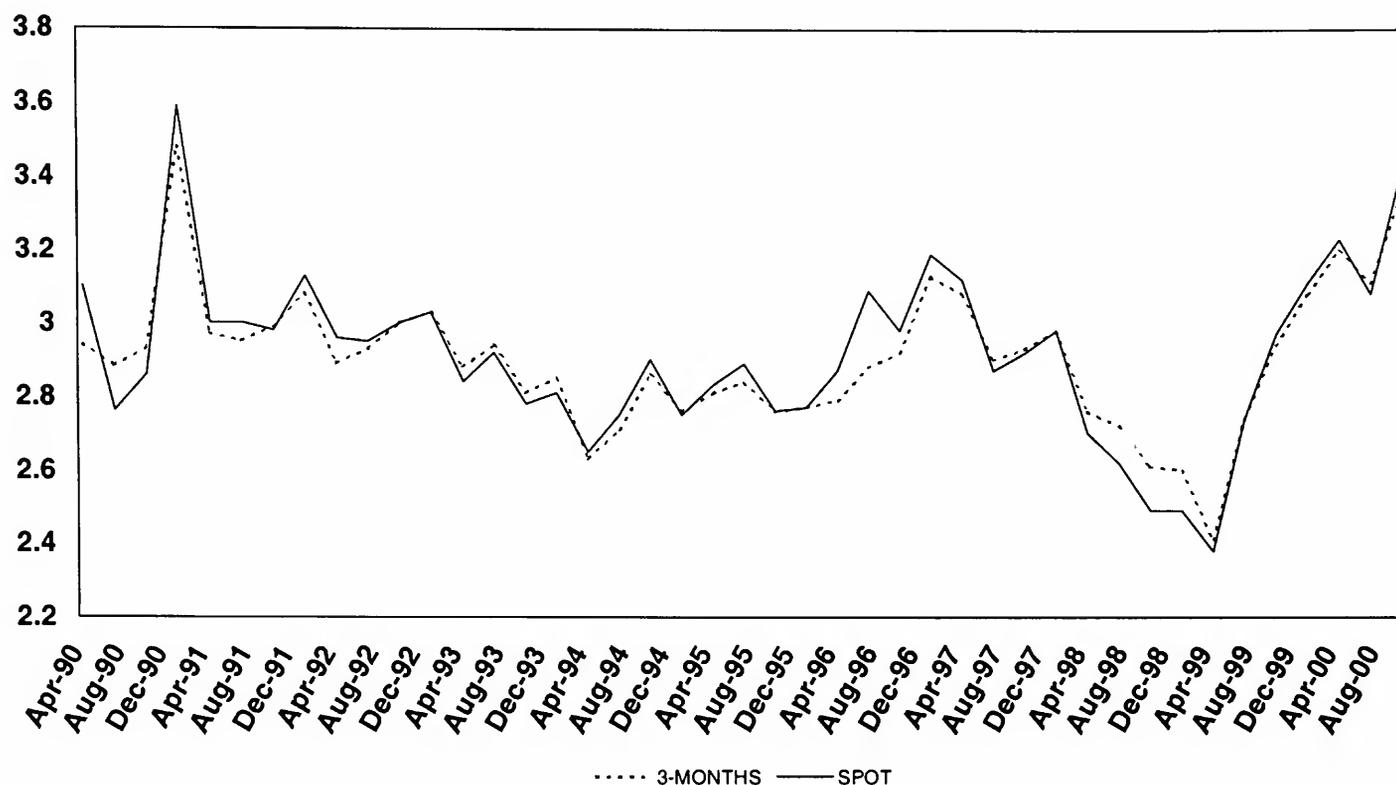
In the chart below the evolution of the two-months futures contract and spot prices can be seen.

Figure 2
Month Future Versus Spot (in natural Log)



In figure 3, the evolution of the three-months futures contract is depicted. This contract seems to share the same features as the previous two.

Figure 3
Month Future Versus Spot (in natural Log)



Figures 1,2 and 3 show that realized spot prices and expected prices (given by the futures contracts) may share some common trends and thus (at least to some extent) futures prices could be used as predictors for spot realized prices.

From the figures presented above it is clear that there is a positive average bias in upward price movements and a negative bias in downward movements. The average bias (defined as the average difference between one-month futures and spot prices) equals minus US\$ 1,77 if one restricts attention to upward movements and is equal to US\$ 1,15 for downward movements.

In the next subsection some tests are performed to assess whether these futures prices can be used to predict realized spot prices.

2.3 Empirical results

It is worth mentioning that in order for equations (1) and (2) to be meaningful, and not spurious, a necessary condition would be that the basis, $F_{t,T} - S_t$, the ex-post premium $F_{t,T} - S_T$, and the change in spot prices $S_T - S_t$ are stationary.

This hypothesis has been tested using Augmented Dickey and Fuller (1979, 1981) unit root tests for all maturities. By minimizing the Schwarz information criterion and testing if residuals were white noise an optimal number of lags for the unit root tests was found.⁵ In all cases empirical evidence suggests that these variables are stationary. We have performed robustness tests using different information criteria to choose the optimal number of lags and also using and intercept, both and intercept and a trend and also running unit root tests with neither an intercept nor a trend.⁶

The next step is to perform regressions given in equation (1). In the table below results for these regressions are shown, which are called forecast power regressions, for contracts up to 3 months. As can be seen the adjusted R^2 increases from one to two months and decreases slightly from two to three months.

Table 1
Forecasting Power Regressions

Contract	Intercept α_1	Slope β_1	Adjusted R^2
One-month	-0.00365 (0.0108)	0.81857* (0.1470)	15.57%
Two-months	0.01025 (0.0201)	0.95326* (0.2721)	19.58%
Three-months	0.01828 (0.0323)	1.01927** (0.3096)	19.02%

* Rejection of the null with 99% confidence.

** Rejection of the null with 95% confidence.

Newey-West HAC standard errors.

Standard errors in parentheses.

5 A maximum of 6 lags was used in all unit root tests.

6 These tests are available upon request from the author.

From Table 2 it can be concluded that there is information content in the basis which helps to predict future realized spot prices. The significance of the slope for these regressions leads to conclude that futures prices can be used to predict realized spot prices. Nevertheless, the basis have a relative higher variability than those of realized changes in spot prices as can be seen by a slope smaller than one. This issue will be addressed in what follows.

The **expectation hypothesis** states that futures prices are market expectations of future spot prices, which implies the coefficient restrictions $\alpha_1 = 0$, $\beta_1 = 1$. In what follows some tests on this hypothesis are performed, test of the joint hypothesis of $\alpha_1 = 0$, $\beta_1 = 1$. The F statistics are given in the table below for the joint hypothesis as well as the Chi-square statistics for null of an intercept equal to zero and slope equal to one, respectively. None of these assumptions can be rejected.

Table 2
Wald Tests

Contracts	$H_0: \alpha_1 = 0$	$H_0: \beta_1 = 1$	$H_0: \alpha_1 = 0, \beta_1 = 1$
One-month	0.140260 (0.70)	1.226977 (0.27)	0.684152 (0.50)
Two-months	0.336888 (0.56)	0.039857 (0.84)	0.209523 (0.81)
Three-months	0.335360 (0.57)	0.003886 (0.96)	0.168966 (0.82)

p-values are given in parentheses.

The F-statistics is reported for the joint hypothesis of $\alpha_1 = 0$, $\beta_1 = 1$. For all contracts this assumption is not rejected. However, the standard errors of these regressions could be biased as the regressions have low Durbin-Watson statistics for the first two contracts, 1.76 and 1.61, respectively and a high Durbin-Watson of 2.19 for the third regression.⁷

⁷ Serial correlation tests were performed for the errors in these regressions and the null of absence of autocorrelation was rejected in all cases. Thus we have used Newey-West (1987) corrected standard errors.

From the results above we can conclude that futures prices are unbiased predictors but have a low explanatory power as can be seen by the low adjusted R^2 . In order to improve these statistics we follow the approach of Kellard *et al.* (1999). More explanatory variables are added, which are lags for both the basis and the changes in spot price. We used the Schwarz information criterion, which is a parsimonious selection criterion, to choose the number of lags. The estimated equation is given by:

$$S_T - S_t = \alpha_1 + \beta_1 [F_{t,T} - S_t] + \sum_{i=1}^p \phi_i (S_{T-i} - S_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \theta_i (F_{t-i,T} - S_{t-i}) + \varepsilon_1(t, T) \quad (3)$$

Results are shown below. For all contracts the lag 1 was chosen. Our results indicate that the coefficients on the basis remained relatively stable.

Another condition for efficiency of futures prices is that the lagged terms in expression (3) should be jointly insignificant. We performed an F-test for joint significance of these parameters for the three forecasting power regressions. In all cases, the F-tests show evidence suggesting that these coefficients are not statistically different from zero, which corroborates the previous finding indicating that these contracts may be after all, efficient.

Table 3
Forecasting Power Regressions

	One-month	Two-months	Three-months
α	-0.0033 (0.0102)	0.0085 (0.0186)	0.0243 (0.0370)
β	0.8609* (0.1280)	1.0194* (0.1847)	0.9921* (0.3460)
ϕ_1	0.0948 (0.0919)	0.1919 (0.0901)	-0.1126 (0.1571)
θ_1	-0.1713 (0.1743)	-0.2850 (0.2022)	-0.0496 (0.3068)

* Rejection of the null with 99% confidence.

** Rejection of the null with 95% confidence.

*** Rejection of the null with 90% confidence.

Newey-West HAC standard errors, Standard errors are given in parentheses.

Table 4 shows results for the unbiasedness hypothesis tests. Results remain qualitatively the same for the first two contracts. However, the null of a slope equal to one is rejected with 90% confidence for the 3-months contract.

Table 4
Wald Tests

Contracts	$H_0: \alpha_1 = 0$	$H_0: \beta_1 = 1$	$H_0: \alpha_1 = 0, \beta_1 = 1$
One-month	0.1176 (0.73)	0.5869 (0.44)	0.3535 (0.70)
Two-months	0.2280 (0.63)	0.0051 (0.94)	0.1151 (0.89)
Three-months	0.4280 (0.51)	0.0004 (0.98)	0.2172 (0.80)

***Rejection of the null with 90 % confidence.

p-values are given in parentheses.

We turn now to equation (2), the premium regression, as the left side of this equation can be seen as the realized premium. Results are given in Table 5. The significance of the slope can be interpreted as a time-varying risk premium.

Table 5
Premium Regressions

Contract	Intercept α_2	Slope β_2	Adjusted R ²
One-month	0.003650 (0.0108)	0.181426 (0.1470)	0.17%
Two-months	-0.010259 (0.0201)	0.046738 (0.2721)	-1.52%
Three-months	-0.018288 (0.0323)	-0.019275 (0.3962)	-2.42%

Newey-West HAC standard errors.

For one, two and three-months contracts we cannot reject the null of a slope statistically different from zero. Also the two and three-months regressions have negative adjusted R²s as the R²s of these regressions is very low and close to zero. If one allows for lagged premiums and lagged basis terms the adjusted R²s are improved up to 20%, but the

coefficients on the basis are still insignificant. The interpretation is that the risk-premium is not time-varying.⁸

An interesting point to notice is that if one restricts attention to sub-periods as the last two years of rising oil prices the unbiasedness hypothesis is rejected. Only when we use the full sample unbiasedness cannot be rejected. These facts are shown in table 6. In the first column the sample used in order to perform the forecasting power regressions is shown. In the second and third columns the coefficients with asterisks denoting significance are presented. Finally, in the last two columns a Wald test is done on the coefficients and we can see that unbiasedness is rejected for the second and third sub-periods. These sub-periods were chosen using the graph of oil prices. In 1994 the oil price reached a low, followed by a historical low in the beginning of 1999. By inspection of Figure 1 we can see that when the trend ex-post proves positive futures prices seem to underestimate realized oil prices.

Table 6
Forecasting Power Regressions For Sub-periods (one-month future)

Sample	Intercept α_1	Slope β_1	$H_0: \beta_1 = 1$	$H_0: \alpha_1 = 0, \beta_1 = 1$
01/90 to 01/94	-0.0099 (0.0195)	0.9408* (0.1237)	0.2284	0.1406
01/90 to 01/99	-0.0123 (0.0113)	0.6882* (0.1711)	3.3181***	2.1371
01/94 to 01/99	-0.0085 (0.0114)	0.3197 (0.2563)	7.0405*	3.9785*
01/99 to 12/00	0.0359*** ((0.0206)	1.8861* (0.5572)	2.5286	3.8634

* Reject the null with 99% confidence.

** Reject the null with 95% confidence.

*** Reject the null with 90% confidence.

Newey-West HAC standard errors in parentheses.

8 It is important to notice that the fact that the slope coefficient is not statistically different from zero does not rule out the possibility of a time-varying risk premium. This is certainly a necessary, but far from sufficient, condition. There are many ways for the risk premium to vary through time besides a simple linear dependence with the basis.

The conclusion that can be made using previous reported results is that the one, two and three-months contracts have information content on realized spot rates and that these contracts are efficient predictors of the future spot rate. Nevertheless, if the sample is divided into sub-periods (of lasting upward or downward movements) the unbiasedness hypothesis is rejected. However, one cannot tell *a priori* if the upward or downward trend is going to persist and in this sense if a correction for the predictions of futures prices would be needed.

In the next section some further tests to assess whether the futures prices series cointegrate with futures spot rates are made. The Engle and Granger (1987) and Johansen's (1988) approach are followed.

3 Cointegration between futures and spot realized prices

In this section spot prices for a given month are regressed on futures prices. However, when the variables are nonstationary for regression in levels to make sense it must be interpreted as a possible cointegrating relation.

$$S_T = a + bF_{t,T} + \zeta_t \quad (4)$$

In the next subsection we use the Engle-Granger approach to test for cointegration between spot and futures prices. The Johansen (1988) methodology is used in subsection 3.2. Finally, unbiasedness tests are performed in the last subsection. As these methods are frequently used in the financial literature only a short account will be given.

3.1 The Engle-Granger (1987) approach

In Table 7 results for the one and two-months futures series and spot prices for monthly and bimonthly frequency are shown. These series are I(1) (integrated of first order)⁹ In this table the null of a unit root against an I(0) alternative is tested and is rejected only for the three-months contract. Augmented Dickey and Fuller tests were used choosing the lag lengths in order to minimize the Schwarz information criterion (SIC).

⁹ Phillips and Perron (1988) unit root tests were performed and results were qualitatively the same.

Table 7
Unit Root Tests in Levels

Contract	With intercept	With intercept and trend	None	Lags
Spot (monthly)	-2.5330	-2.5092	-0.1398	0
Spot (bimonthly)	-1.8444	-1.8001	0.2159	0
Spot (quarterly)	-2.8404***	-2.7129	0.0318	0
One-month	-2.1537	-2.1500	0.0450	0
Two-months	-1.4893	-1.4871	0.3990	0
Three-months	-2.3328	-2.2293	0.2842	0

*** Rejection of the null with 90% confidence.

Table 7 shows that we cannot reject the null of non-stationary time series for the one and two-months series. However, we reject the null for the three-months contract. Thus we can test for cointegration among one and two-months contracts and future spot prices.¹⁰

In the table below results for the regression given in (4) are shown. As it can be seen from Table 8, the regression for the one-month contract seem to fit better than for the two-months contract. The coefficients on the slope are close to one and the intercept is statistically insignificant.

Table 8
Cointegration Regressions

Contract	Intercept	Slope	Adjusted R ²
One-month	0.078525 (0.121034)	0.971888* (0.041264)	80.98%
Two-months	0.122782 (0.234912)	0.961548* (0.080417)	68.92%

* Rejection of the null with 99% confidence.

Standard errors are given in parenthesis.

¹⁰ Using Dickey and Pantula (1987) we found that these series have the same integration order, namely I(1). However, Flores and Szarfaz (1996) have shown that two series that have different orders of cointegration could cointegrate, so this is not a necessary condition for cointegration.

Regressions in Table 8 can't be used to infer whether futures prices are biased predictors of realized spot prices by means of a Wald test on the coefficients ($a = 0$ and $b = 1$) as the variables are I(1) these tests do not have the usual distributions. Furthermore, it is necessary to answer whether these are spurious regressions (which may be the case as the variables involved are I(1)) or if they are indeed cointegrating relations.

The next step to be taken is to use the Engle and Granger (1987) approach and test whether the residuals ζ_t are stationary I(0) by means of the following regression:

$$\Delta \hat{\zeta}_t = \gamma \hat{\zeta}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \hat{\zeta}_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

where $\hat{\zeta}_t$ are the residuals for regressions given in 4.

As this regression is based on residuals of another regression the distribution of the test statistic for unit roots is not the same as in the case of the ordinary Dickey and Fuller regression. MacKinnon's (1991) critical value response function is used to calculate the critical values. The response function is given by:

$$c(\alpha, n) = \kappa_\infty + \frac{\kappa_1}{n} + \frac{\kappa_2}{n^2} \quad (6)$$

where $c(\alpha, n)$ is a one-sided α % critical value for a sample of size n .

Using the table given in MacKinnon (1991) critical values were derived for 99%, 95% and 90% levels of confidence, respectively. As it can be seen in Table 9 the residuals are I(0) for the one-month contract but not for the two-months.

Table 9
Unit Root Tests

Contracts	Levels	Critical values (95% and 90%)
One-month	-6.3984*	-4.08401
		-3.43964
Two-months	-3.7161*	-3.11561
		-3.98356
		-3.3845
		-3.07809

* Rejection of the null with 99% confidence.

From Table 9 it can be concluded that both the one and two-month contract cointegrate with realized spot prices. However, it would be interesting to check for the robustness of these results using the Johansen (1988) approach.

3.2 Empirical results using the Johansen (1988) methodology

We employ the Johansen (1988) cointegration approach using both the trace and maximum statistics.¹¹ Results are shown in Table 10. As it can be seen the assumption of no-cointegration is rejected for the one and two-month contracts.¹²

Table 10
Johansen Cointegration Tests (Trace Statistics)

	Eigenvalues	H ₀	λ_{trace}	CV _(trace,5%)	CV _(trace,1%)
One-month	0.2283	r = 0	33.4356*	12.53	16.31
	5.50E-06	r ≤ 1	0.0007	3.84	6.51
Two-months	0.2649	r = 0	19.7811*	12.53	16.31
	0.0062	r ≤ 1	0.3915	3.84	6.51

* Rejection of the null with 99% confidence.

¹¹ The reader is referred to Johansen (1988), Enders (1995) and Hamilton (1994) for a summary of this procedure.

¹² For these tests the lag length of the VAR has been chosen to be one as it minimizes the Schwarz Information Criteria.

In the next table results for the maximum eigenvalue statistic are shown. This statistic is used to improve the power of the test by limiting the alternative to a cointegrating rank just one more than under the null. This statistic is given by:

$$\lambda_{\max} = -n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

where this statistics tests the null of rank equal to r against the alternative of $r+1$.

Table 11
Johansen Cointegration Tests (Max Statistics)

	Eigenvalues	H ₀	λ_{\max}	CV _(max,5%)	CV _(max,1%)
One-month	02283	$r = 0$	33.4349*	11.44	15.69
	5.50E-06	$r \leq 1$	0.0007	3.84	6.51
Two-months	0.2649	$r = 0$	19.3896*	11.44	15.69
	0.0062	$r \leq 1$	0.3915	3.84	6.51

** Rejection of the null with 95% confidence.

As can be seen in the table above results remain qualitatively the same. Empirical results suggests that the residuals are not normally distributed using a multivariate version of the Jarque-Bera normality test. However, Cheung and Lai (1993) show that the trace statistic is reasonably robust to departures from normality. Furthermore, tests on the residuals suggest that residuals have some degree of heteroscedasticity, however the literature on cointegration has found that Johansen (1988) test is robust to heteroscedascity. The cointegrating vectors are shown below.

Table 12
Cointegrating Vector

$$(aS_T, bF_{i,T})$$

Contracts	a	b
One-month	1.0000	-0.9981
Two-months	1.0000	-1.0006

These results show that there is a simple model relating one and two-month futures to spot prices and hence there is information content in either series that helps to predict the other series. Particularly, we could test whether futures prices are biased predictors of realized spot prices. This is done in the next subsection.

3.3 Market efficiency tests

This subsection tests whether futures prices are efficient predictors of realized spot prices. In the table below the joint hypothesis of $a = 0$ and $b = 1$ is tested within the Johansen approach, using a Likelihood Ratio test, which yields a Chi-square statistic with one degree of freedom. Crowder and Hamed (1993) argue that the joint restriction of market efficiency and risk neutrality implies coefficients of $a = 0$ and $b = 1$. If futures prices contain all relevant information to forecast next period spot price then futures prices should be an unbiased predictor of the future spot price.

Table 13
Unbiasedness Tests: Johansen Methodology

Contracts	Chi-Square Statistic	p-value
One month	0.8986	0.3432
Two-months	0.0434	0.8348

The conclusion is clear-cut, one and two-month futures prices are unbiased predictors of realized spot prices as these series cointegrate and using likelihood ratio tests one cannot reject the null that the cointegrating vector is given by (1, -1). This conclusion reinforces the conclusions made using Fama-type regressions.

4 Conclusions

This paper examined the information content in futures prices and found evidence, using the Fama (1984) approach and some extensions, that futures prices can be used to forecast spot realized prices and if short-term contracts are used, these forecast are efficient. However, explanatory power of futures prices is low (around 20%) for changes in spot prices.

The unbiasedness hypothesis cannot be rejected by usual econometric methods, when the full sample is used. However, when the sample is divided into sub-periods, unbiasedness is rejected, there is a positive average bias in upward price movements and a negative bias in downward movements.

Additionally, a time-varying risk premium does not seem to be present in the futures contracts prices, as the coefficient for the basis in the premium regressions is highly insignificant.

Cointegration tests show that only the one-month futures series can be said to cointegrate with the realized spot rate. Using the Engle-Granger evidence was found that realized spot prices and 1-month futures prices cointegrate which mean that, at least in the long run, they will move together. Furthermore, using the Johansen (1988) technique evidence strengthening the results was found.

Further research in the lines of Hansen and Hodrick (1980) and West (1997) using overlapping data could be interesting, in order to increase the sample and study the behavior of longer term contracts such as the six and twelve-months contracts. This will be left for further research.

References

- Cheung, Y-W.; Lai, K. S. Finite sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 11, p. 313-328, 1993.
- Chowdhury, A. R. Futures market unbiasedness: evidence from cointegration tests. *Journal of Futures Markets*, 11, p. 577-89, 1991.
- Cole, C. S.; Reichenstein, W. Forecasting interest rates with eurodollar futures rates. *Journal of Futures Markets*, 14, p. 37-50, 1994.
- Crowder, W. J.; Hamed, A. A cointegration test for oil futures market unbiasedness. *Journal of Futures Market*, 13, p. 933-941, 1993.
- Dickey, D.; Fuller, W. A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, p. 1057-1072, 1981.

- Dickey, D.; Pantula, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economics Statistics* 5, p. 455-461, 1987.
- Enders, W. Applied econometric time series. *Wiley Series in probability and mathematical statistics*, 1995.
- Engle, R. F.; Granger, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, p. 251-276, 1987.
- Fama, E. F. The information in the term structure. *Journal of Financial Economics*, 13, p. 509-528, 1984.
- Fama, E. F.; French, K. R. Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums and the theory of storage. *Journal of Business*, 60, p. 55-73, 1987.
- Flôres, Renato; Szarfarcz, Ariane. An enlarged definition of cointegration. *Economic Letters* 50, p. 193-195, 1996.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- Hansen, L. P.; Hodrick, R. J. Forward exchange rates as optimal predictors of futures spot rates: an econometric analysis. *Journal of Political Economy*, 88, p. 829-853, 1980.
- Johansen, S. Statistical analysis of co-integrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- Kellard, N.; Newbold, P.; Rayner, T.; Ennew, C. The relative unbiasedness of commodity futures market. *Journal of Futures Market*, 19, p. 413-432, 1999.
- Litzenberger, R. H.; Rabinowitz, N. Backwardation in oil futures markets: theory and empirical evidence. *Journal of Finance*, 50, p. 1517-45, 1995.
- MacKinnon, J. Critical values for cointegration tests. In: Engle, R. F.; Granger, C. W. J. (eds.), *Long-run economic relationships*. Oxford University Press, 1991, p. 267-276.
- Newey, W.; West, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, p. 703-708, 1987.
- Newey, W.; West, W. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, 61, p. 631-653, 1994.

Obstfeld, M.; Rogoff, K. *Foundations for international macroeconomics*. Cambridge, Mass. and London: MIT Press, 1996.

Phillips, P.; Perron, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346, 1988.

Scott, L. O. The information content of prices in derivative security markets. *IMF Staff Papers*, 39, p. 596-625, 1992.

West, K. D. Another heteroskedasticity- and autocorrelation-consistent covariance matrix estimator. *Journal of Econometrics*, 76, p. 171-191, 1997

A nova política nacional de recursos hídricos e a regulação dos setores de águas e energia elétrica*

José Carrera-Fernandez[§]

RESUMO

Este trabalho estuda a questão da utilização conjunta dos recursos hídricos no Brasil, tomando-se como referência a nova legislação brasileira estabelecida para o setor. Analisam-se as interações entre os setores de águas e de energia elétrica, através de suas agências reguladoras, e determina-se o equilíbrio em subjogos, para o caso em que essas agências agem de forma independente, de acordo com o novo desenho estabelecido para esses dois setores. Ao serem estabelecidas algumas hipóteses plausíveis, conclui-se que haverá seguramente uma redução na produção agrícola de irrigação, mas poderá ou não haver uma redução na geração de energia elétrica. No entanto, quando o nível de geração de energia elétrica é garantido, cria-se uma situação mais distorciva para a sociedade, tendo em vista que esta é induzida a adotar uma alocação menos eficiente, que penaliza mais fortemente o consumo de água para a agricultura irrigada e para o abastecimento público, em benefício da geração de energia elétrica.

Palavras-chave: princípio dos usos múltiplos dos recursos hídricos, abastecimento de água, irrigação, geração de energia elétrica, cobrança pelo uso da água, agências reguladoras, equilíbrio perfeito em subjogos.

ABSTRACT

This paper studies the question of joint utilization of water resources in Brazil, taking into account the new legislation established for this sector. The interactions between the sectors of bulk water and electrical energy are analyzed through their regulatory agencies, and the perfect equilibrium in sub games are determined for the case in which these agencies act independently, in agreement with the new design set up for these two sectors. After being settled down some plausible hypotheses, this paper concludes that there will be a reduction in the activity of irrigation agriculture, but may or may not be a decrease of electricity power generation. Nevertheless, when the level of electricity power generation is warranted, it will be created a larger distortion situation to the society, because the economy is induced to take a less efficient allocation, which penalizes more strongly the consumption of bulk water for agriculture irrigation and public supply in benefit of the electricity power generation.

Key words: multiple use principle of water resources, water supply, irrigation, power electricity generation, charging for water resources, regulatory agencies, perfect equilibrium in sub games.

JEL classification: Q25, Q28, Q48, C72, L51, L52, L22, L23, L14.

* O autor agradece ao Prof. Raymundo S. Garrido, Secretário de Recursos Hídricos do MMA, por importantes informações e reflexões referentes à nova legislação dos recursos hídricos, sem as quais este trabalho não seria possível, assim como ao Prof. Hamilton Ferreira Jr., pela leitura atenta e por significativos comentários e sugestões, mas se responsabiliza por qualquer erro que porventura possa existir.

§ Professor do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia e PhD* pela The University of Chicago. carrera@ufba.br

1 Introdução

Desde o início do século XX o setor de energia elétrica vem sendo privilegiado pela administração pública federal como usuário prioritário dos recursos hídricos, sem que houvesse uma maior preocupação com os outros setores usuários da água, que hoje se encontram restringidos pela utilização energética dos recursos hídricos. No entanto, foi a partir da edição do Código de Águas em 1934 que o setor elétrico brasileiro se consolida como grande usuário dos recursos hídricos. A criação da Companhia Hidro Elétrica do São Francisco (CHESF), em 1945, e sobretudo a criação das Centrais Elétricas Brasileiras (ELETROBRÁS), em 1961, contribuíram decisivamente para a expansão da geração hidrelétrica no Brasil, tornando esse setor fortemente dependente da base nacional de recursos hídricos. A consequência é que hoje mais de 95% de toda a energia elétrica gerada no Brasil provém de fontes hidráulicas.¹

Outros setores da economia, alguns fortemente dependentes dos recursos hídricos, receberam grande impulso a partir da década de setenta. Aí aparece a agricultura irrigada como a maior usuária consuntiva da água, além do imenso programa de saneamento básico que se realizou no País nesse mesmo período, ainda que com grande atraso e sem atacar de frente um de seus vieses mais fortes, que é o esgotamento sanitário. Esses setores usuários passaram a se opor ao tratamento assimétrico estabelecido pela administração pública federal na questão da utilização dos recursos da água. Começa, então, a florescer no Brasil o chamado **princípio dos usos múltiplos**, o qual veio a se contrapor à tradição brasileira no uso desses recursos, segundo os interesses do setor de energia elétrica, que deixava todas as demais modalidades de uso subordinadas às ações desse setor. Segundo esse importante princípio, os recursos hídricos devem situar-se equidistantemente acessível a todos os setores interessados em seu uso, dando-se o predomínio, em cada bacia ou região hidrográfica, à modalidade que, comprovadamente, permitir a obtenção dos maiores níveis de benefícios sociais líquidos. (Carrera-Fernandez, 2000a)

É inquestionável a importância da energia elétrica como setor estratégico da economia brasileira. Mas reconhece-se também que essa importância foi bem mais acentuada na

1 Outros países, como, por exemplo, a França, a Alemanha e os Estados Unidos, optaram por outras fontes de geração, especialmente a nuclear e a térmica. Essa opção do governo brasileiro pela geração hidrelétrica, em detrimento de outras fontes de geração, foi inicialmente motivada pela forte dependência brasileira de energia externa e, mais tarde, pelos riscos de acidentes nucleares e suas graves consequências para a sociedade. Além do mais, os baixos custos de geração hidrelétrica e a enorme malha hidrográfica brasileira com grande potencial hidro-energético contribuíram decisivamente para a escolha dessa fonte energética.

época em que o País iniciava o desenvolvimento de sua indústria, o segmento que mais consome energia. Não se pode esquecer que outros setores da economia brasileira são também fortemente dependentes da base nacional de recursos hídricos, de modo que a geração de energia elétrica não pode e não deve ser a única prioridade, mesmo porque a hidreletricidade acarreta um custo significativo para a sociedade. A despeito do uso da água para geração de eletricidade ser considerado como uso não consuntivo dos recursos hídricos, a geração hidráulica de energia restringe o uso dos recursos da água a montante da geração, indisponibilizando grandes quantidades desses recursos que poderiam estar sendo utilizados em outras finalidades,² assim como provoca perdas consideráveis por evaporação nos espelhos de água dos reservatórios de regularização da vazão, as quais podem comprometer significativamente a sustentabilidade dos sistemas hídricos.³ Portanto, a geração hidráulica de energia, além de representar um potencial para conflitos entre usuários múltiplos pelo uso da água, impede o crescimento sustentável de certas regiões, principalmente pela restrição imposta à expansão da agricultura irrigada.

De fato, a agricultura irrigada e em certa extensão o abastecimento urbano são grandes competidoras da geração hidráulica pelo uso da água em sistemas hídricos. Esse é o caso, por exemplo, da bacia hidrográfica do rio São Francisco, principal fonte de geração de energia elétrica para o Nordeste. As usinas hidrelétricas aí construídas inviabilizam a expansão de uma extensa área de terras potencialmente irrigáveis por meio de expressivos projetos de irrigação, exclusivamente pelos riscos que tais projetos imporiam à geração hidrelétrica. Além do mais, a produção de energia elétrica nos níveis atuais torna inviável qualquer projeto de transposição de suas águas para os Estados do Nordeste setentrional, o qual só poderia ser viabilizado por meio de volumosos investimentos em audaciosos projetos de reversão de bacias.

O problema que se apresenta é que a água, embora seja um recurso natural renovável, é um bem cada vez mais escasso e mais valioso. Considerando-se que a água vem se tornando um bem estratégico para o desenvolvimento nacional, este estudo chama a atenção para a necessidade de se implementar, com certa urgência, ações regulatórias e instrumentos eficientes de gestão que busquem uma alocação mais apropriada dos recursos hídricos

2 Estima-se que cada metro cúbico de água por segundo retirado da bacia do rio São Francisco represente uma redução na produção de energia elétrica de ordem de 2,5 MWano ou 0,29 KWh. (Carrera-Fernandez, 2001) Isto significa que cada KWh de energia elétrica gerado pelo setor restringe a vazão a montante do ponto de produção em cerca de 3,45 m³/s.

3 As perdas totais por evaporação nos reservatórios de Três Marias, Sobradinho, Itaparica, Paulo Afonso e Xingó, importantes hidrelétricas do sistema Nordeste, correspondem a 290,84 m³/s ou 9,2 bilhões de metros cúbicos de água por ano. (Carrera-Fernandez, 2001)

entre os seus múltiplos usuários. É verdade que conflitos pelo uso da água sempre existirão, mas é também preciso criar mecanismos eficientes para mitigá-los.

Este estudo se insere no contexto da utilização múltipla dos recursos hídricos e do debate que se estabeleceu sobre a atual política de alocação da água bruta para geração de energia elétrica em bacias hidrográficas do domínio da União e dos Estados, onde já existem algumas contribuições importantes. Tentando aprofundar um pouco mais o conhecimento a respeito dessas e de outras questões correlatas, este trabalho estuda as conseqüências da nova legislação para o funcionamento do setor de recursos hídricos do País, no contexto do seu novo desenho de regulação e da sua interdependência com o setor de energia elétrica.

O modelo utilizado neste estudo segue as diretrizes daquele apresentado em Dias, Bezerra e Ramos (2000), mas amplia o escopo da análise para incluir importantes questões que ainda não foram devidamente analisadas. Nessa modelagem, faz-se uso da noção de equilíbrio perfeito em subjogos, com informação perfeita e estratégias associadas a comportamentos otimizadores a partir de qualquer nó, induzindo assim um equilíbrio de Nash em todos os subjogos. (Selten, 1975)

Além dessa introdução, este trabalho está estruturado em cinco seções. Na segunda seção apresentam-se algumas características que conferem à água o *status* de bem público, justificando assim a necessidade da ação regulatória do Estado como forma de melhorar a sua alocação entre os múltiplos usuários. A seção seguinte contém uma breve análise da legislação recentemente aprovada que regulamenta o setor de recursos hídricos no Brasil, a qual sinaliza para uma perspectiva mais realista de planejamento e gestão desses recursos, mas continua apresentando certas características que tendem a promover uma alocação ineficiente desses recursos na economia. Na quarta seção desenvolve-se um modelo que simula a interação entre os três maiores usuários competidores pelo uso dos recursos hídricos em um sistema de bacia hidrográfica, que são a geração de energia elétrica, a agricultura irrigada e o abastecimento urbano. Nesse modelo, as agências reguladoras se comportam de forma independente, norteadas pelo princípio da racionalidade e de acordo com a nova legislação que regulamenta a matéria. Em seguida, determina-se o equilíbrio em subjogos e analisam-se os impactos sobre a alocação dos recursos hídricos entre esses setores usuários. A última seção contém as conclusões e considerações finais do trabalho, esperando que o mesmo possa contribuir para subsidiar as políticas públicas de gestão dos recursos da água no País, melhorando, assim, a alocação desses recursos na economia.

2 Os usos múltiplos e a regulação dos recursos hídricos

Um dos maiores debates econômicos na atualidade gira em torno da capacidade ou incapacidade do mecanismo de mercado sem regulação servir melhor aos propósitos da sociedade, tanto individual quanto coletivamente. Em outras palavras, a questão é saber até que ponto seria melhor e mais eficiente que o mecanismo de mercado se encarregasse de alocar os recursos na economia, e a partir de que ponto seria mais eficiente que essa alocação fosse feita pelo setor público, por meio de uma agência reguladora democraticamente estabelecida.

A teoria econômica neoclássica enfatiza que a alocação de recursos via mecanismo de mercado é eficiente sob o ponto de vista econômico se, além da existência do próprio mercado, certas condições ideais prevalecerem, tais como: (i) perfeito conhecimento de todos os agentes com relação às alternativas disponíveis no mercado; (ii) perfeita mobilidade de recursos; (iii) custos marginais crescentes; (iv) bens exclusivos; (v) ausência de bens públicos; e (vi) direitos de propriedade dos recursos bem definidos. Uma condição imprescindível para uma alocação eficiente dos recursos da água é a própria existência de mercados de água bruta ou pelo menos mercados de direito de uso da água, além, é claro, dessas outras condições ideais listadas acima. Infelizmente, tanto a água quanto os mercados, onde a água poderia ser ofertada e demandada, não satisfazem a essas condições ideais.

De fato, os mercados de água bruta são, em geral, rudimentares ou, em muitos casos, não existem. Este é o caso específico do Brasil, onde não existe absolutamente mercado de águas, no qual se transacione o direito de uso da água bruta e muito menos o direito de propriedade. Neste contexto, a oferta de água bruta é fruto exclusivo da natureza e a demanda revelada é estabelecida de forma compulsiva. A inexistência de mercados de água bruta ou de direitos de uso da água já se configura, portanto, como condição suficiente que justifica a regulação do setor.

Algumas características da água são responsáveis pela não adequação dos seus mercados. Entre elas destacam-se a mobilidade, as economias de escala, a variabilidade de oferta, a propriedade de solvente, o uso seqüencial e a complementaridade de uso. Todas essas características conferem à água o enquadramento no grupo de bens públicos, estabelecendo um forte componente de interdependência entre usuários múltiplos. Além de criarem enormes dificuldades para implementar o direito de propriedade e até mesmo o simples direito de uso da água, essas características causam, via de regra, custos marginais sociais maiores do que o custo marginal privado. Essas características, por si só, já justificam a aplicação de algum mecanismo de regulação por parte do poder público.

A ação do poder público é geralmente justificada nos casos onde as demandas reveladas e a oferta não são capazes de contabilizar os verdadeiros custos e benefícios sociais (ou contabilizam apenas parte desses custos e benefícios). Este é o caso específico dos recursos da água, os quais se apresentam com fortes características de bem público, além de causarem efeitos externos tecnológicos no consumo e na produção. Nesse caso, a regulação pode ser necessária tanto para assegurar o nível socialmente ótimo de produção e consumo quanto para corrigir distorções não desejáveis na alocação dos recursos, com ganhos para toda a sociedade. No entanto, a intervenção por parte do poder público na alocação dos recursos da água é também suscetível a falhas, de modo que a combinação de um sistema de mercado com ações regulatórias pode ser uma solução mais apropriada em um mundo caracteristicamente imperfeito.

A manutenção de grandes projetos hidrelétricos em sistemas hídricos com a utilização plena de importantes projetos de irrigação e crescentes demandas por água para abastecimento urbano pode tornar-se fonte de conflitos pelo uso da água, principalmente se esses usos consuntivos localizam-se a montante das usinas hidrelétricas. Isso porque a geração hidráulica de energia restringe o uso dos recursos hídricos a montante da geração, os quais poderiam estar sendo utilizados em outras finalidades, principalmente na agricultura irrigada. Além disso, a própria regularização da vazão, operação necessária para manutenção da capacidade de geração, indisponibiliza grandes quantidades de água a jusante, ao provocar perdas por evaporação nos espelho de água dos reservatórios de regularização. Por outro lado, a captação dos recursos hídricos para irrigação e abastecimento público, ao reduzir o fluxo desses recursos a jusante, também reduz a capacidade de geração de energia elétrica das usinas hidrelétricas já construídas.

A ação regulatória por parte do Estado é justificada sempre que existir a possibilidade de conflitos pelo uso da água como forma de garantir os direitos individuais de cada usuário. No entanto, para que a regulação crie condições de melhorar a alocação dos recursos da água é necessário que seja assegurado um tratamento simétrico a todos os seus usuários, dando-se o predomínio sobre o uso da água àquele setor usuário que comprovadamente obtiver o maior benefício social líquido. Essa é, de fato, a essência do princípio dos usos múltiplos dos recursos hídricos. Ademais, a implementação do mecanismo de outorga de direito de uso da água com base nesse importante princípio de gestão dos recursos hídricos demandaria das agências reguladoras alguma forma de cooperação.

A interação entre as agências reguladoras desses dois setores usuários competidores pelo uso da água, como é o caso da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) e da

Agência Nacional de Águas (ANA), exigirá do poder público capacidade e flexibilidade suficientes para estabelecer regras claras e eficientes de repartição dos recursos hídricos entre eles e implementar instrumentos eficazes de gestão, que possibilitem uma convivência harmoniosa dessas agências, bem como internalizem os efeitos externos que cada setor usuário causa ao outro. A legislação brasileira que regulamenta o setor de águas tem avançado bastante nesse sentido e tem criado condições favoráveis para que exista uma maior cooperação entre esses dois importantes setores. No entanto, como será visto a seguir, alguns avanços na legislação ainda são necessários para que seja alcançada uma alocação mais eficiente dos recursos hídricos entre seus múltiplos usuários. A seguir faz-se um breve comentário sobre a nova legislação que regula o setor.

3 A nova legislação para o setor dos recursos hídricos

A política energética brasileira foi, durante muito tempo, emanada do poder central, por disposição constitucional, subordinando ao setor elétrico os critérios de decisão sobre o uso das águas de todos os rios do Brasil. A prova mais contundente desse fato foi a convivência dentro de um mesmo órgão, o Departamento de Águas e Energia Elétrica (DNAEE), dos setores de águas e de energia elétrica. A implicação disto é que, sendo o setor elétrico um usuário dos recursos hídricos, este departamento não pode outorgar, com a isenção necessária, o direito de uso da água nos casos em que entre os interessados em um mesmo manancial estiver presente, na condição de usuário, o setor de energia elétrica.

No entanto, com a extinção do DNAEE e o surgimento da ANEEL e, mais recentemente, com a criação da ANA, a sociedade brasileira tem manifestado certa esperança no sentido de que essa distorção possa ser corrigida. Mesmo porque, com a promulgação da Lei Federal 9.433, de 8 de janeiro de 1997 - que organiza o setor de recursos hídricos no País - e principalmente com a legislação que cria a ANA⁴ esse setor ganhará certo poder e independência administrativa. Ademais, parece que haverá uma certa inversão de prioridades, no sentido de que o setor de energia elétrica estará subordinado, de certa forma, ao setor de recursos hídricos, no que concerne às questões de outorga de direito de

4 Foi aprovado pela Comissão de Assuntos Econômicos do Senado, no dia 7 de junho de 2000, o projeto de criação da ANA, autarquia autônoma, administrativa e financeiramente, que passará a desenvolver a Política Nacional de Recursos Hídricos e terá a incumbência de outorgar o uso dos recursos hídricos da União, regular os serviços de água concedidos à iniciativa privada, implementar a cobrança pelo uso dos recursos hídricos em bacias do domínio da União, definir as condições de operação de reservatórios e traçar planos para minimizar os efeitos das secas e inundações, entre outras.

uso das águas de domínio da União e de cobrança pelo uso desses recursos para a geração de energia elétrica.⁵

De acordo com a nova legislação para o setor de recursos hídricos, que acaba de ser aprovada e sancionada, as outorgas destinadas à geração de energia elétrica, que na legislação anterior eram de competência exclusiva da União (exceto nos casos de transferência de suas atribuições aos Estados), mas que em última instância eram decididas pelo setor elétrico, deverão ser agora decididas pela ANA, a qual deverá analisar o pleito em função das disponibilidades dos sistemas hídricos pleiteados.

Outro ponto importante nessa nova legislação que regula o setor de águas é que o setor elétrico deverá contribuir com 0,75% do valor comercial da energia elétrica gerada⁶ a título de pagamento pelo uso da água na geração de energia elétrica. Está previsto que do total de recursos provenientes dessa cobrança, 92,5% serão destinados à própria bacia hidrográfica,⁷ como forma de financiar os custos de operação, manutenção e investimentos, enquanto que os 7,5% restantes serão destinados à ANA, para financiar o seu próprio custeio.

Embora essa cobrança represente um avanço no sentido de se melhorar a alocação dos recursos hídricos, a forma como essa cobrança foi proposta na nova legislação (ou seja, com porcentual fixo) pode não corrigir as distorções na alocação dos recursos na economia. A razão é que, nas bacias hidrográficas com balanço hídrico crítico, os recursos financeiros provenientes dessa cobrança podem ser inferiores aos recursos necessários para o gerenciamento eficiente da bacia. Por outro lado, para aquelas bacias com um excedente hídrico (balanço hídrico favorável), os recursos transferidos seriam maiores do que o necessário para que as distorções na economia fossem corrigidas. Para que se pudesse garantir uma maior eficiência na alocação dos recursos, o pagamento pelo uso da água na geração hidrelétrica deveria ser calculado com base no custo de oportunidade da água, o qual depende das múltiplas formas de utilização na bacia, além de variar de bacia para bacia.

5 Embora a cobrança pela utilização dos recursos hídricos já estivesse prevista na legislação brasileira desde os anos trinta, a efetiva implementação da cobrança nunca foi feita. Com exceção da cobrança de uma taxa pelo uso da água na geração de energia elétrica com potência instalada mínima de 30 MW, a título de compensação financeira pela inundação de áreas e *royalties*, no Brasil a utilização da água bruta para outras finalidades tem tido preço zero.

6 Estima-se que o volume de recursos a ser pago pelo setor elétrico para essa finalidade seja da ordem de R\$ 170 milhões.

7 Deve-se ressaltar que esses recursos só serão repassados às bacias hidrográficas que tiverem seus Planos Diretores aprovados pelo Comitê de Bacia.

Felizmente, da forma como a nova legislação foi redigida, ficou aberta uma lacuna para que o setor de recursos hídricos possa pleitear pagamentos adicionais ao setor elétrico toda vez que a cobrança pelo uso da água para essa finalidade estiver aquém do valor fixado por lei (0,75% do valor comercial da energia elétrica produzida). Segundo as orientações atuais que norteiam a metodologia de cobrança pelo uso da água, especialmente para geração de energia elétrica, os preços pelo uso desse recurso deverão ser avaliados pelo setor de recursos hídricos de acordo com o custo de oportunidade desta na bacia hidrográfica, observando-se o equilíbrio geral do sistema hídrico e o custeio do mesmo. Isso significa que as distorções podem se dar toda vez que o valor transferido não corresponder ao valor efetivamente avaliado. Por outro lado, quando o inverso ocorrer, não haveria mecanismo de correção da distorção, uma vez que a ANA não iria pleitear o recebimento de valores menores (porém justos), quando esta teria a opção de receber um valor maior (institucionalmente garantido).

Vale a pena também registrar que na nova legislação brasileira o potencial hidráulico,⁸ que na legislação anterior era considerado como bem público, deixa efetivamente de existir. O bem econômico passa a ser então a própria água.⁹ Essa foi uma mudança acertada, tendo em vista que ela caminha na direção de uma maior aplicabilidade do princípio dos usos múltiplos dos recursos hídricos, uma vez que a ANA (e não a ANEEL - agência que regula um dos usos da água) seria isenta, podendo julgar melhor e com justiça como repartir os recursos hídricos entre os múltiplos usos.

4 O modelo

O modelo considera os três maiores setores usuários e competidores dos recursos hídricos, que são a geração de energia elétrica, a agricultura irrigada e o abastecimento urbano, os quais interagem por meio da ANA, órgão responsável pela regulação do setor de recursos hídricos, e da ANEEL, entidade reguladora do setor elétrico.¹⁰

8 O potencial hidráulico é definido pelo produto da altura, vazão e de um fator k.

9 Esse foi um dos importantes pontos levantados pelo Secretário de Recursos Hídricos do Ministério do Meio Ambiente, o Prof. Raymundo Garrido, nas longas conversas e reflexões sobre o tema.

10 A ANEEL tem um papel duplo no novo desenho do setor elétrico, ou seja, atuando como agente do Estado, encarregado da celebração dos contratos de concessão, e como órgão arbitral, responsável por dirimir divergências não somente entre os agentes do mercado elétrico como também entre estes e o Estado, inclusive fixando as tarifas. Por outro lado, a ANA terá um papel importante no novo desenho do setor de recursos hídricos na medida em que passará a desenvolver a Política Nacional de Recursos Hídricos e terá a incumbência de outorgar o uso dos recursos hídricos da união, regular os serviços de água concedidos à iniciativa privada, implementar a cobrança pelo uso dos recursos hídricos em bacias do domínio da União, entre outras.

Na interação entre os vários setores usuários da água faz-se uso da noção de equilíbrio perfeito em subjogos, o qual pressupõe estratégias resultantes de comportamentos ótimos por parte dos participantes. Um perfil de estratégias $x_j^* = \{x_j^*(t), x_j^*(t+1), \dots, x_j^*(t+n)\}$ é um equilíbrio perfeito em subjogos se ele induz um equilíbrio de Nash em cada subjogo do jogo completo. Nesse ambiente competitivo pelo uso da água, supõe-se que as agências reguladoras têm perfeita informação¹¹ e agem de forma independente. Essa hipótese parece razoável, tendo em vista que cada agência procura defender seus interesses.

Deve-se ressaltar que até bem pouco tempo cabia ao setor elétrico os critérios de decisão sobre o uso das águas de todos os rios do Brasil. No entanto, com a criação da ANA, o setor de energia elétrica passa, de certa forma, a ser “subordinado” ao setor de recursos hídricos, pelo menos no que concerne à questão da outorga de direito de uso das águas de domínio da União,¹² assim como no que se refere à cobrança pelo uso dos recursos hídricos para geração de energia elétrica. A prova mais contundente disso é que para licitar a concessão ou autorização de potencial de energia hidráulica em corpos de água de domínio da União a ANEEL deverá promover, com a ANA, a previa obtenção de declaração de reserva de disponibilidade hídrica.

Nesse modelo, o setor de energia elétrica interage com o setor de recursos hídricos pelo uso da água nos vários sistemas de bacias hidrográficas que utiliza para geração. Para produzir energia elétrica, as firmas geradoras demandam água do setor de recursos hídricos, cujo recurso está garantido por contratos de outorga de direito de uso, estabelecidos entre as firmas e a ANA, por interveniência da ANEEL. As firmas geradoras determinam os níveis ótimos de geração em função dessas outorgas, tomando a tarifa de energia elétrica como dada, a qual é estabelecida pela própria ANEEL. Em contrapartida, o setor elétrico transfere um percentual fixo sobre o valor de energia elétrica gerada, a título de pagamento pelo uso dos recursos hídricos.

Além dos contratos de outorga de direito de uso da água com o setor elétrico, o setor de recursos hídricos terá que analisar os pleitos de outorga e repartir a disponibilidade hídrica com os outros setores usuários, entre os quais destacam-se a irrigação, grande usuário dos

11 Deve-se ressaltar que em jogos dinâmicos com informação perfeita o conjunto dos equilíbrios perfeitos em subjogos coincide com o conjunto dos equilíbrios de Nash obtidos por indução reversa. Isso permite concluir que a noção de equilíbrio perfeito em subjogos prediz perfeitamente o resultado desse jogo. (Mas-Colell, Winston e Green, 1995)

12 Sobre essa questão, a nova legislação prevê que as outorgas de direito de uso de recursos hídricos dadas pela ANA para concessionárias e autorizadas de geração de energia elétrica deverão vigorar por prazos coincidentes com os dos correspondentes contratos de concessão.

recursos hídricos, e o abastecimento urbano, o qual tem, por força de lei, prioridade no uso desses recursos. Em contrapartida, esses setores usuários pagam pelo uso da água, de acordo com os preços estabelecidos pelo setor de recursos hídricos. Supõe-se que a cobrança pelo uso da água é norteadada pela metodologia de preços ótimos,¹³ tomando-se por base os custos de gerenciamento do setor e os recursos transferidos pelo setor elétrico.

O problema que se apresenta é que a geração hidráulica de energia restringe o uso dos recursos da água a montante da geração, indisponibilizando uma certa quantidade de água que poderia ser utilizada em outras finalidades, principalmente na agricultura irrigada, além de provocar perdas por evaporação nos reservatórios de regularização da vazão. Por outro lado, as captações de água a montante das usinas hidrelétricas para irrigação e abastecimento urbano reduzem a vazão do manancial, podendo afetar negativamente a capacidade de geração de energia, principalmente nos horários de pico de consumo de energia elétrica.

4.1 O setor de energia elétrica

Ao longo da evolução da estrutura tarifária do setor elétrico brasileiro podem ser distinguidos dois períodos distintos. No primeiro, que vai da criação do Código de Águas, em 1934, até 1981, o setor elétrico estava mais preocupado, pelo menos em tese, com a sua auto-sustentabilidade financeira. Essa preocupação ficou evidenciada ao ter sido adotada pelo setor, para formação das tarifas de energia elétrica, o regime de serviço pelo custo médio. No entanto, em um setor caracterizado pela grande abrangência econômica e social, como é o caso da energia elétrica, a tarifa de eletricidade foi, durante todo esse período, amplamente utilizada no Brasil como mecanismo de política governamental, com objetivos financeiros, econômicos e políticos não raramente conflitantes. Nesse passado não muito distante, os objetivos políticos que nortearam as tarifas de energia elétrica mostraram-se contraditórios e incompatíveis com os objetivos distributivo e principalmente econômico. Em realidade, tais objetivos estiveram muito aquém da competência dos governantes, os quais foram freqüentemente tentados a utilizar tais tarifas como instrumentos de políticas industrial, distribuição de renda, controle inflacionário, entre outros.

13 Para mais detalhes a respeito dessa metodologia, veja-se Carrera-Fernandez (2000b) e Carrera-Fernandez e Garrido (2000b).

Só a partir de 1982, com o Decreto nº 86.463, de 13 de outubro de 1981, é que o setor passa a preocupar-se com a eficiência econômica, ao adotar o princípio da tarifação pelo custo marginal de longo prazo ou custo incremental médio. (DNAEE, 1985)¹⁴ No entanto, um traço marcante durante todo esse período foi a forte regulamentação do Estado nos serviços de energia elétrica e a intensa intervenção governamental na estrutura tarifária do setor. Deve-se ressaltar, entretanto, que a partir de 1993, com a Lei nº 8.631/93 e o Decreto nº 774/93 que a regulamentou, as tarifas de fornecimento aos consumidores finais e de suprimento entre concessionárias passaram a ser propostas pelas próprias empresas, com base nos seus custos marginais de longo prazo, e homologados pelo DNAEE. (Secretaria de Energia, Transporte e Comunicações, 1994)

Diante das constantes crises financeiras por que passou o setor elétrico nacional nessas duas últimas décadas, tudo leva a crer que a **renda econômica** embutida na tarifa de energia elétrica brasileira, estabelecida pelo custo marginal de longo prazo, não foi suficiente para garantir os investimentos necessários à expansão do sistema. A prova disto foram os problemas enfrentados pelo setor para expandir a capacidade de oferta do sistema e atender satisfatoriamente à crescente demanda por energia elétrica.

4.1.1 A agência reguladora do setor de energia elétrica

Conforme avançado anteriormente, o sistema elétrico brasileiro é formado basicamente de grandes usinas hidrelétrica, as quais dependem fortemente da base de recursos hídricos do País, e apresentam um componente sazonal bastante significativo. Em consequência, o mercado de energia terá necessariamente que levar em consideração as incertezas relacionadas à dependência da disponibilidade de água dos sistemas hídricos. Devido ao comportamento estocástico da disponibilidade hídrica, a geração hidráulica de energia não pode ser prevista perfeitamente *a priori*. O fato é que os reservatórios de regularização das usinas hidrelétricas, além de disporem de capacidade limitada, apresentam grandes variações sazonais, limitando assim a capacidade do sistema de suprir energia de forma sustentável. Felizmente, as sazonalidades hídricas das usinas hidrelétricas brasileiras são distintas, de modo que existe uma certa complementaridade entre as empresas geradoras atuando em distintos pontos em uma mesma bacia ou em diferentes bacias hidrográficas.

14 A diferença entre o custo marginal de longo prazo e o custo marginal efetivamente incorrido é considerada como **renda** (ou **quase-renda**) econômica atribuída à escassez de energia elétrica, e estabelecida como forma de garantir os recursos necessários para futuros investimentos no setor no sentido de aumentar a capacidade instalada do sistema.

Isso permite uma maior confiabilidade do sistema elétrico nacional sempre que as usinas geradoras forem tratadas de forma global e agregada.

Em um sistema predominantemente hidrelétrico, como é o caso do Brasil, sempre existe a possibilidade de racionamento no fornecimento de energia elétrica resultante de uma redução na capacidade de geração. Uma forma de eliminar a possibilidade desses racionamentos seria sobredimensionar o parque de geração do sistema, o que significaria aumentar o custo de geração do sistema. No entanto, desde que existe a possibilidade de montagem de um sistema integrado com complementaridade entre usinas, é sempre possível minimizar os impactos da sazonalidade hídrica, maximizando a confiabilidade do suprimento hidrelétrico e minimizando os custos de geração.

O mercado de energia descrito acima está de acordo com o mercado a vista, vislumbrado no novo modelo comercial para o setor elétrico,¹⁵ o qual é eminentemente centralizado. Nesse mercado, o preço é determinado pela própria agência reguladora, em função dos custos das usinas e de parâmetros previamente estabelecidos. Assim, admite-se que a agência reguladora de energia elétrica determina a tarifa de eletricidade, P_e , de modo a maximizar o excedente econômico (ou lucro) do setor, ou seja:

$$\max_{P_e} \pi = P_e y_e - c_e y_e - 0,0075 P_e y_e = 0,9925 P_e y_e - c_e y_e \quad (4.1.1.1)$$

onde y_e é o nível de produção agregado de energia elétrica (ou seja, $y_e = \sum_j y_e^j$, onde y_e^j é o nível de produção de energia elétrica da geradora j), c_e é o custo marginal de geração do setor, e $0,0075 P_e y_e$ é o pagamento pelo uso dos recursos hídricos ao setor de águas. Por simplicidade, supõe-se que a demanda por energia elétrica é especificada por:

$$y_e = \alpha_e - P_e \quad (4.1.1.2)$$

onde α_e é o consumo autônomo de eletricidade, ou seja, é a máxima quantidade que as distribuidoras estariam dispostas a demandar à tarifa zero. Assim, o problema de otimização acima pode ser reescrito da seguinte forma:

15 De acordo com a Lei nº 9.648/98 e o Decreto nº 2.655/98 que a regulamenta. O novo modelo comercial do setor elétrico foi concebido para envolver a iniciativa privada na expansão do setor, promovendo a inovação tecnológica e a eficiência econômica.

$$\max_{P_e} \pi = 0,9925P_e(\alpha_e - P_e) - c_e(\alpha_e - P_e) \quad (4.1.1.3)$$

donde obtém-se a seguinte tarifa de energia elétrica:

$$P_e^* = 1/2[\alpha_e + c_e / 0,9925] \quad (4.1.1.4)$$

O nível ótimo de produção de energia elétrica é encontrado substituindo-se esse preço na função de demanda, donde resulta:

$$y_e^* = 1/2[\alpha_e - c_e / 0,9925] \quad (4.1.1.5)$$

a partir da qual pode-se obter a quantidade de água utilizada na geração:

$$x_e^* = (1/2\gamma_e)[\alpha_e - c_e / 0,9925] \quad (4.1.1.6)$$

4.1.2 A geração de energia elétrica

No contexto do novo desenho do setor de energia elétrica brasileiro admite-se que as firmas tomam a tarifa de energia elétrica P_e^* como dada, a qual é estabelecida pela agência reguladora com base nos custos de geração, e produzem de acordo com a seguinte tecnologia:

$$y_e^j = \gamma_e^j x_e^j \quad (4.1.2.1)$$

onde x_e^j é a quantidade de água utilizada para produção de energia elétrica pela firma j e γ_e^j é o parâmetro de eficiência da geradora j , ou seja, o coeficiente que transforma água em energia elétrica.¹⁶ Embora as usinas hidrelétricas sejam fundamentalmente distintas, supõe-se implicitamente que as firmas detêm a mesma tecnologia e a mesma estrutura de custos. Esse fato não representa grande distorção, tendo em vista que qualquer diferença de custo em relação a firma marginal pode ser considerada como uma renda ou quase renda econômica imputada às geradoras mais eficientes.

16 Estima-se que para produzir cada KWh de energia elétrica as hidrelétricas na bacia hidrográfica do rio São Francisco necessitam, em média, de uma vazão correspondente a 3,45 m³/s. Isto significa que o parâmetro γ_e está em torno de 0,274.

A firma geradora determina o seu nível ótimo de produção de energia elétrica de modo a maximizar o seu lucro, ou seja:

$$\max_{y_e^j} \pi_e^j = P_e^* y_e^j - c_e^j y_e^j - 0,0075 P_e^* y_e^j = (0,9925 P_e^* - c_e^j) y_e^j \quad (4.1.2.2)$$

onde c_e^j é o custo marginal (privado) de produção de energia elétrica da firma j , o qual não inclui o pagamento pelo uso da água nessa finalidade (cujo valor estabelecido pela nova legislação é $0,0075 P_e^j$). Resolvendo-se esse problema de otimização, obtém-se a condição padrão para um ótimo:

$$0,9925 P_e^* - c_e^j = 0 \quad (4.1.2.3)$$

isto é, as firmas determinam seus níveis de geração de energia elétrica igualando o preço ao custo marginal “social” de produção (ou seja, $P_e^* = c_e^j / 0,9925$).

4.2 O setor de recursos hídricos

A gestão dos recursos hídricos é uma atividade econômica que traz consigo um custo marginal baixíssimo ou muito próximo de zero. Isso porque a água é um recurso natural renovável, de modo que o aumento na sua utilização, tanto no seu componente quantitativo quanto qualitativo, não está diretamente associado a um aumento no custo de oferta. No entanto, o gerenciamento dos recursos da água exige certos custos fixos resultantes de investimentos em projetos, obras e ações necessários para garantir a oferta desse recurso, além, é claro, dos custos de operação e manutenção do próprio sistema hídrico. Isto significa que os usuários terão que, de alguma forma, arcar com esses custos, sob pena de a oferta desse recurso ser reduzida, reduzindo, conseqüentemente, a sua utilização, com prejuízos para toda a sociedade. Nesse sentido, a cobrança pelo uso da água se justifica, funcionando, assim, como mecanismo de financiamento dos investimentos e custos imprescindíveis à atividade de gestão dos recursos hídricos.

A cobrança pelo uso da água é também justificada como forma de internalizar as externalidades negativas que os usuários dos recursos hídricos impõem aos demais usuários do sistema, ao utilizarem a água no consumo, como produto final, ou como insumo na produção. Assim, além de ser um dos instrumentos de gestão mais apropriados para induzir o uso racional dos recursos hídricos e combater o uso perdulário da água, a cobrança pelo

uso da água é também justificada como mecanismo de correção das distorções entre o custo social e o custo privado.

Embora trate-se ainda de um instrumento relativamente novo no contexto da gestão dos recursos hídricos no Brasil, o debate sobre a cobrança pelo uso dos recursos hídricos no País, que se iniciou em 1985, tem gerado uma grande quantidade de trabalhos e uma diversidade de metodologias no concernente aos mecanismos de formação de preços pelo uso dos recursos hídricos. No entanto, tendo em vista que essas propostas apresentam vantagens e desvantagens, ainda não há um consenso sobre o referencial metodológico a ser utilizado para a formação de preços pelo uso da água.

De fato, atribuir um valor econômico à água não é tarefa fácil, visto que ela pode ser utilizada em uma grande gama de diferentes usos, desde a sua utilização como bem de consumo final até ao seu uso como insumo na produção industrial. São várias as metodologias de formação de valor ou preço de um bem público como a água (recurso natural renovável), com múltiplas características e especificidades que a diferenciam dos demais recursos naturais. Essas metodologias se fundamentam em uma gama de diferentes teorias econômicas. Todas essas metodologias buscam ou priorizam algum dos quatro objetivos básicos, ou seja: (i) buscar eficiência na alocação dos recursos hídricos; (ii) internalizar os custos sociais; (iii) refletir o verdadeiro custo de oportunidade da água em cada uso; e (iv) auto-sustentabilidade financeira, no sentido de gerar recursos financeiros suficientes para financiar o plano de investimento programado para a bacia. (Carrera-Fernandez e Garrido, 2000b)

No entanto, a metodologia de preços ótimos é a única que atende a todos esses objetivos e não apresenta as desvantagens das outras metodologias. Fundamentada na teoria do *second best*, a metodologia de preços ótimos reconhece, explicitamente, que em uma economia caracteristicamente marcada por uma série de distorções, longe de serem observadas as condições ideais para uma alocação ótima dos recursos, as condições preconizadas em *first best* (preço refletindo o custo marginal de produção¹⁷) podem não ser mais preferíveis, pois a economia pode se afastar ainda mais da fronteira Pareto ótimo. Além de não gerar ganhos nem perdas financeiras, não justificáveis sob o ponto de vista distributivo, a política de preços ótimos maximiza a diferença entre os benefícios e custos sociais e, ao mesmo tempo, minimiza os impactos distributivos na economia. Essa política de preços não afasta

17 Embora a cobrança pelo uso da água com base no custo marginal de curto prazo gere uma alocação eficiente sob o ponto de vista econômico, visto que maximiza o excedente líquido nessa atividade de gerenciamento, graves problemas distributivos podem ser introduzidos. Isto porque, na maioria das bacias o custo marginal de gerenciamento é muito pequeno em relação ao custo fixo. Esses problemas são superados pela metodologia de preço igual ao custo marginal de longo prazo.

a economia da fronteira Pareto ótimo, tão provável em uma política de preço igual ao custo marginal de longo prazo, assim como não cria ou amplia as distorções na utilização dos recursos hídricos, comumente associada com a política de preço igual ao custo médio.

Na metodologia de preços ótimos, a variação porcentual de preço em relação ao custo marginal é inversamente proporcional à elasticidade-preço da demanda. Dessa forma, quanto menor for a elasticidade-preço para uma determinada modalidade de uso da água, maior deverá ser o seu preço em relação ao custo marginal e vice-versa. Isto significa que a cobrança de preços diferenciados minimiza as distorções no consumo e na produção em relação aos seus níveis socialmente ótimos. Além de internalizar (aos custos privados) as externalidades negativas impostas pelos múltiplos usuários da água, a metodologia de preços ótimos restringe o órgão gestor dos recursos hídricos a cobrir todos os seus custos de gerenciamento, estabelecendo uma desejável auto-sustentabilidade financeira para o setor dos recursos hídricos.

Essa política de preços ótimos é derivada a partir da função de utilidade indireta de bem-estar da sociedade, a qual é especificada por:

$$v = v(p, M), \text{ com } \partial v / \partial p < 0 \text{ e } \partial v / \partial M > 0 \quad (4.2.1)$$

e faz-se uso da função de restrição orçamentária da sociedade (ou excedente econômico), a qual é definida por:

$$M(p) = \sum_j p_j x_j(p) - \sum_j c_j[x_j(p)] \quad (4.2.2)$$

onde p é o vetor de preços da economia, e $M(p)$ é a renda da comunidade, a qual depende do vetor de preços da economia. Para ser eficiente, a política de cobrança pelo uso da água deve descartar a possibilidade de perdas ou ganhos financeiros e restringir o órgão responsável pelo gerenciamento dos recursos hídricos a gerar um excedente econômico zero.

Assim, os preços são escolhidos de modo a maximizar a função de utilidade indireta, sujeito à restrição de que $M(p) = 0$.¹⁸ Resolvendo este problema de otimização, obtém-se a seguinte condição necessária para um ótimo interior:¹⁹

18 Rigorosamente falando, nada impede que esse nível seja diferente de zero. Por exemplo, se o governo deseja contribuir com parte dos recursos, o que só seria aceitável nos primeiros anos de implementação da cobrança, então $M(p) < 0$.

19 Supõe-se que a condição suficiente para um ótimo interior é também satisfeita.

$$\partial v / \partial p_j + \mu [p_j (\partial x_j / \partial p_j) + x_j - (\partial c_j / \partial x_j) (\partial x_j / \partial p_j)] = 0, \quad \forall_j \quad (4.2.3)$$

onde μ é o multiplicador de Lagrange, podendo ser interpretado como sendo a utilidade marginal da renda. Fazendo-se uso da identidade de Roy,²⁰ essa expressão pode ser reescrita, após algumas manipulações algébricas, da seguinte forma:

$$-x_j (\partial v / \partial M) + \mu x_j + \mu x_j \{ [p_j - (\partial c_j / \partial x_j)] / p_j \} \varepsilon_j = 0, \quad \forall_j \quad (4.2.4)$$

sendo que $\varepsilon_j = (\partial x_j / \partial p_j) (p_j / x_j) < 0$ é a elasticidade-preço da demanda do bem j. Alternativamente, a equação acima pode ser reescrita, de forma mais sugestiva, da seguinte maneira:

$$(p_j - m_j) / p_j = \beta (1 / |\varepsilon_j|), \quad \forall_j \quad (4.2.5)$$

onde $m_j = -\partial c_j / \partial x_j$ é o custo marginal de gerenciamento no uso j e $\beta = 1 - (\partial v / \partial M) / \mu$ é uma constante de proporcionalidade que reflete a diferença relativa entre benefícios e custos marginais.

Essa condição apresenta um resultado interessante para a definição da estrutura de preços ótimos pelo uso da água. Ela estabelece que a variação porcentual de preço da água no uso j, em relação ao seu custo marginal, é inversamente proporcional à sua elasticidade-preço da demanda (em valor absoluto). Isto significa que quanto menor a elasticidade-preço da demanda em um determinado uso da água, maior o preço que deverá ser cobrado em relação ao custo marginal e vice-versa. Portanto, é cobrando preços diferenciados que a distorção no consumo e na produção em relação aos seus níveis ótimos é minimizada.²¹

A intuição por trás desse resultado, que até certo ponto é surpreendente, está fundamentada na teoria do “*second best*” de Lypsei e Lancaster (1956-7), a qual estabelece que se existe a impossibilidade de se obter eficiência na alocação de recursos em uma parte da economia, então a busca para o resto da economia das outras condições padrão de eficiência pode não ser mais desejável. Isto significa que em uma economia caracteristicamente marcada pela existência de mercados regulamentados, com retornos crescentes de escala, e externalidades tecnológicas, os quais não operam sob as condições

20 A qual estabelece que $(\partial v / \partial p_j) / (\partial v / \partial M) = -x_j$.

21 Esse resultado está em conformidade com a regra de Ramsay da teoria das finanças públicas, bem como segue a mesma linha daquele obtido em Baumol e Bradford (1970).

padrão de bem-estar econômico, não é mais socialmente ótimo ter preços refletindo custos marginais de produção para alguns mercados (mas não todos), pois a economia pode se afastar ainda mais das condições Pareto ótimo.

A grande vantagem da metodologia dos preços ótimos é que ela gera uma alocação eficiente, tanto sob o ponto de vista econômico quanto distributivo. A metodologia de cobrança com base nos preços ótimos é a única que atende a todos aqueles quatro objetivos básicos que uma metodologia deveria ter.

4.2.1 A agência reguladora de águas

Uma das atribuições da nova agência reguladora do setor de recursos hídricos é implementar a cobrança pelo uso dos recursos hídricos, orientando inclusive a escolha da melhor metodologia para determinação dos preços.

Assim, admitindo-se que a metodologia utilizada para implementar o instrumento de cobrança pelo uso dos recursos hídricos seja a de preços ótimos, então os preços pelo uso da água nesses usos seriam estabelecidos por:

$$p_i^* = \frac{m_i |\varepsilon_i|}{|\varepsilon_i| - \beta} \quad (4.2.1.1)$$

e

$$p_a^* = \frac{m_a |\varepsilon_a|}{|\varepsilon_a| - \beta} \quad (4.2.1.2)$$

onde m_i e m_a são os custos marginais do gerenciamento dos recursos hídricos para utilização na agricultura irrigada e no abastecimento urbano; $|\varepsilon_i|$ e $|\varepsilon_a|$ são as respectivas elasticidades preço da demanda²²; e β é a menor das raízes da equação quadrática resultante do sistema gerado pelas seguintes equações:

²² As elasticidades de demanda em cada modalidade de uso variam de bacia para bacia. No abastecimento humano, a elasticidade (em valor absoluto) pode variar de 0,26 a 0,86, enquanto que na irrigação elas variam de 0,02 a 0,94. Para mais detalhes a esse respeito, veja-se Garrido e Carrera-Fernandez (1997) e Carrera-Fernandez (2000c).

$$\begin{cases} \frac{p_j - m_j}{p_j} = \frac{\beta}{|\varepsilon_j|} \\ \sum_j p_j x_j + 0,0075 P_e^* y_e^* - M = 0 \end{cases} \quad (4.2.1.3)$$

onde M é o custo de gerenciamento do sistema hídrico e P_e^* e y_e^* são, respectivamente, o preço e o nível de produção de equilíbrio de energia elétrica.

De acordo com a nova legislação, a parcela que o setor elétrico terá que transferir ao setor de recursos hídricos, a título de cobrança pelo uso da água nessa finalidade de uso, corresponde a 0,75% do valor da energia produzida, ou seja, $p_e = 0,0075 P_e^* y_e^*$. Assim, substituindo-se a tarifa de eletricidade e o nível ótimo de produção de energia elétrica (determinados anteriormente) nessa expressão, obtém-se o preço pelo uso da água na geração hidrelétrica:

$$p_e = 0,0038(\alpha_e^2 - c_e^2) \quad (4.2.1.4)$$

4.2.2 O setor de abastecimento de água

Deve-se lembrar que de acordo com a legislação brasileira o abastecimento público de água potável tem prioridade de uso sobre qualquer outro setor usuário dos recursos hídricos. Por simplicidade, supõe-se que as firmas de abastecimento público produzem água potável com uma tecnologia linear, especificada da seguinte forma:

$$y_a = \gamma_a x_a \quad (4.2.2.1)$$

onde y_a é o nível de produção de água potável, x_a é a quantidade de água bruta e γ_a é o coeficiente técnico (parâmetro de eficiência) que transforma água bruta em água potável.²³ Supõe-se que as companhias de abastecimento atuam em mercados monopolísticos, enfrentando uma função de demanda linear, a qual é especificada por:

$$y_a = \alpha_a - P_a \quad (4.2.2.2)$$

23 As perdas de água no abastecimento público no Brasil correspondem a 33%, em média, mas em alguns casos podem até ultrapassar os 50%. Isso significa que o parâmetro γ_a está em torno de 0,67.

onde P_a é o preço da água potável no abastecimento público e α_a é o consumo autônomo de água tratada, ou seja, é a máxima quantidade que os usuários estariam dispostos a consumir ao preço zero.

A companhia de abastecimento público determina o seu nível ótimo de produção de água potável de modo a maximizar a sua função de lucro, ou seja:

$$\max_{y_a} \pi_a = P_a y_a - c_a y_a - p_a x_a = (\alpha_a - y_a) y_a - [c_a + (p_a^*/\gamma_a)] y_a \quad (4.2.2.3)$$

onde c_a é o custo marginal (privado) de produção de água potável, o qual não inclui o pagamento pelo uso da água²⁴; e p_a^* é o preço ótimo pelo uso da água no abastecimento público. Resolvendo-se esse problema de otimização, obtém-se o nível de produção ótimo de água potável:

$$y_a^* = 1/2 \{ \alpha_a - [c_a + (p_a^*/\gamma_a)] \} \quad (4.2.2.4)$$

Finalmente, substituindo-se o preço ótimo pelo uso da água no abastecimento urbano, estabelecido na expressão (4.2.1.2), na expressão (4.2.2.4), obtém-se o nível ótimo de produção nessa atividade, ou seja:

$$y_a^* = 1/2 \left[\alpha_a - c_a - \frac{m_a |\varepsilon_a|}{\gamma_a (|\varepsilon_a| - \beta)} \right] \quad (4.2.2.5)$$

4.2.3 O setor de agricultura irrigada

Supõe-se que as firmas operando no setor agrícola de irrigação são competitivas e produzem de acordo com uma tecnologia linear, especificada da seguinte forma:

$$y_i^j = \gamma_i^j x_i^j \quad (4.2.3.1)$$

onde y_i^j é o nível de produção da firma j , x_i^j é a quantidade de água bruta utilizada na irrigação da firma j e γ_i^j é o parâmetro de eficiência da firma j , o qual depende da cultura produzida, do requerimento de água, do índice de evapotranspiração da região, entre outros.

24 O termo $[c_a + (p_a^*/\gamma_a)]$ corresponde ao custo marginal social de produção de água potável.

Supõe-se que a demanda por produtos agrícolas de irrigação pode ser especificada pela seguinte função de demanda linear:

$$y_i = \alpha_i - P_i \quad (4.2.3.2)$$

onde P_i é o preço médio dos produtos agrícolas de irrigação e α_i é o consumo autônomo desses produtos (máxima quantidade que os consumidores estariam dispostos a consumir ao preço zero).

Desde que as firmas operando nesse setor são competitivas e, portanto, tomam o preço do produto como dado, então o nível ótimo de produção agrícola de irrigação da firma típica j é obtido de modo a maximizar o seu lucro, ou seja:

$$\max_{y_i^j} \pi_i^j = P_i y_i^j - c_i^j y_i^j - p_i^* x_i^j = \{P_i - [c_i^j + (p_i^*/\gamma_i^j)]\} y_i^j \quad (4.2.3.3)$$

onde c_i^j é o custo marginal (privado) de produção da firma típica j , que não inclui o pagamento pelo uso da água,²⁵ e p_i^* é o preço ótimo pelo uso da água na agricultura irrigada. Resolvendo-se esse problema de otimização obtém-se a condição padrão de equilíbrio competitivo:

$$P_i = c_i^j + (p_i^*/\gamma_i^j) \quad (4.2.3.4)$$

A qual estabelece que o preço deverá ser igual ao custo marginal social. Fazendo-se a agregação para todas as firmas, e substituindo-a na função de demanda, obtém-se o nível de produção ótimo do setor agrícola de irrigação:

$$y_i^* = \alpha_i - [c_i^j + (p_i^*/\gamma_i^j)] \quad (4.2.3.5)$$

Assim, substituindo-se o preço ótimo pelo uso da água na agricultura irrigada, estabelecido na expressão (4.2.1.1), na expressão (4.2.3.5), obtém-se o nível ótimo de produção nessa atividade:

25 Por analogia com o setor de abastecimento de água, o termo $[c_i^j + (p_i^*/\gamma_i^j)]$ corresponderia ao custo marginal social de produção da firma típica j .

$$y_i^* = \alpha_i - c_i - \frac{m_i |\varepsilon_i|}{\gamma_i (|\varepsilon_i| - \beta)} \quad (4.2.3.6)$$

4.3 O resultado

O modelo pode ser descrito por meio do seguinte jogo: a ANEEL, tomando por base os custos de produção das usinas, estabelece a tarifa de energia elétrica P_e^* de modo a maximizar o lucro das empresas geradoras. As geradoras, por sua vez, tomam essa tarifa como dada e determinam o nível ótimo de produção de energia elétrica y_e^* , maximizando seus lucros. Para que essa produção seja realizada, o setor elétrico demanda uma determinada quantidade de água x_e^* , pela qual transfere $0,0075P_e^*y_e^*$ ao setor de recursos hídricos, a título de pagamento pelo uso da água. A ANA, por outro lado, estabelece os preços ótimos pelos usos consuntivos da água no abastecimento público e na irrigação, p_a^* e p_i^* , mas não tem poder algum sobre o preço pelo uso da água na geração de energia elétrica. Esses dois setores tomam esses preços como dados e determinam seus níveis ótimos de produção y_a^* e y_i^* , demandando x_a^* e x_i^* de água bruta, respectivamente, de modo a maximizar seus lucros. A Tabela 4.1 mostra os níveis de produção de equilíbrio e as correspondentes demandas por água nas várias modalidades de uso, assim como os respectivos preços ótimos pelo uso da água.

Tabela 4.1
Equilíbrio do Modelo

Setor	Produção	Demanda por Água	Preços pelo Uso da Água
Geração de energia elétrica	$y_e^* = \frac{1}{2} \left[\alpha_e - \left(\frac{1}{0,9925} \right) c_e \right]$	$x_e^* = \left(\frac{1}{2\gamma_e} \right) \left[\alpha_e - \left(\frac{1}{0,9925} \right) c_e \right]$	$p_e = 0,0038(\alpha_e^2 - c_e^2)$
Agricultura irrigada	$y_i^* = \alpha_i - c_i - \frac{m_i \varepsilon_i }{\gamma_i (\varepsilon_i - \beta)}$	$x_i^* = \left(\frac{1}{\gamma_i} \right) \left[\alpha_i - c_i - \frac{m_i \varepsilon_i }{\gamma_i (\varepsilon_i - \beta)} \right]$	$p_i^* = m_i \varepsilon_i / (\varepsilon_i - \beta)$
Abastecimento público	$y_a^* = \left(\frac{1}{2} \right) \left[\alpha_a - c_a - \frac{m_a \varepsilon_a }{\gamma_a (\varepsilon_a - \beta)} \right]$	$x_a^* = \left(\frac{1}{2\gamma_a} \right) \left[\alpha_a - c_a - \frac{m_a \varepsilon_a }{\gamma_a (\varepsilon_a - \beta)} \right]$	$p_a^* = m_a \varepsilon_a / (\varepsilon_a - \beta)$

Para que as produções y_e^* , y_a^* e y_i^* sejam realizadas, a ANA terá que outorgar aos respectivos setores usuários, periodicamente, as correspondentes quantidades ótimas de água x_e^* , x_a^* e x_i^* , as quais, quando somadas, não podem ser maior que a disponibilidade

hídrica (ou vazão) do manancial, x . Além do mais, para que essas produções se realizem é necessário que as seguintes restrições individuais de vazão sejam também satisfeitas:

$$x_i = x - (x_a^* + x_e^*) \geq x_i^* \quad (4.3.1)$$

$$x_e = x - (x_a^* + x_i^*) \geq x_e^* \quad (4.3.2)$$

onde x_i e x_e são as vazões disponíveis para irrigação e energia elétrica, respectivamente. Essas restrições podem ser reescritas, alternativamente, da seguinte forma:

$$x_i = x - \left\{ \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\alpha_a}{\gamma_a} + \frac{\alpha_e}{\gamma_e} \right) \right] - \left(c_a + \frac{c_e}{0,9925} \right) - \frac{|\varepsilon_a|}{\gamma_a(|\varepsilon_a| - \beta)} m_a \right\} \geq x_i^* \quad (4.3.1')$$

$$x_e = x - \left[\left(\frac{\alpha_a}{2\gamma_a} + \frac{\alpha_i}{\gamma_i} \right) - (c_a + c_i) - \left(\frac{|\varepsilon_a|}{\gamma_a(|\varepsilon_a| - \beta)} m_a + \frac{|\varepsilon_i|}{\gamma_i(|\varepsilon_i| - \beta)} m_i \right) \right] \geq x_e^* \quad (4.3.2')$$

deve-se ressaltar que a restrição individual para produção de água potável no abastecimento público é automaticamente satisfeita, tendo em vista que essa modalidade de uso tem, por força de lei, prioridade sobre qualquer outro uso da água. Isto significa que a disponibilidade hídrica para abastecimento público não poderá ser inferior à quantidade ótima de água nesse uso, isto é, $x_a \geq x_a^*$.

Supondo-se que não haverá qualquer transferência de água de outra bacia hidrográfica, então pode-se admitir, por hipótese, que a disponibilidade hídrica do sistema não poderá ser aumentada através do tempo t , ou seja:

$$\frac{\partial x(t)}{\partial t} \leq 0 \quad (4.3.3)$$

essa hipótese parece ser razoável, tendo em vista que existe sempre a possibilidade de assoreamentos das margens do manancial e desmatamentos nas suas cabeceiras, que poderiam levar a uma redução da sua disponibilidade hídrica (Dias, Bezerra e Ramos, 2000).

Além do mais, supõe-se que os consumos autônomos de energia elétrica, água potável e produtos agrícolas são crescentes através do tempo:

$$\frac{\partial \alpha_e(t)}{\partial t} > 0, \frac{\partial \alpha_a(t)}{\partial t} > 0, \frac{\partial \alpha_i(t)}{\partial t} > 0 \quad (4.3.4)$$

esses pressupostos parecem ser realísticos, tendo em vista que o crescimento histórico da população e renda tendem a aumentar esses níveis autônomos de consumo.

Supõe-se ainda que os custos marginais de gerenciamento dos recursos hídricos associados com as modalidades de uso para abastecimento público e irrigação são crescentes através do tempo, ou seja:

$$\frac{\partial m_a(t)}{\partial t} > 0, \frac{\partial m_i(t)}{\partial t} > 0 \quad (4.3.5)$$

essa hipótese é plausível, tendo em vista que esses custos são comprovadamente crescentes através do tempo, pois com o passar do tempo o balanço hídrico do sistema vai ficando crítico, exigindo maiores investimentos em barramentos de regularização de vazão para aumentar a oferta de água do manancial.

Finalmente, para tornar a análise mais simples, supõe-se que os custos marginais de produção de energia elétrica, abastecimento urbano e irrigação são constantes ao longo do tempo, ou seja:

$$\frac{\partial c_e(t)}{\partial t} = 0, \frac{\partial c_a(t)}{\partial t} = 0, \frac{\partial c_i(t)}{\partial t} = 0 \quad (4.3.6)$$

nessas circunstâncias, se as taxas de crescimento dos consumos autônomos de água potável, energia elétrica e irrigação forem maiores do que as taxas de crescimento dos custos marginais do gerenciamento dos recursos hídricos para abastecimento público e irrigação, então pode-se afirmar que:

$$\exists t' / \forall t > t', x_e < x_e^* \text{ e } x_i < x_i^*$$

Esse resultado segue da linearidade das restrições (4.3.1') e (4.3.2') e das condições (4.3.3) - (4.3.6). Portanto, quando as agências atuam independentemente e as taxas de

crescimento dos consumos autônomos desses produtos forem maiores do que as taxas de crescimento dos custos marginais de gerenciamento dos recursos hídricos, pode-se concluir que haverá, em algum determinado instante do tempo, uma redução na produção agrícola de irrigação e na geração de energia elétrica, estabelecida pela indisponibilidade de água nesses usos. Essa redução na disponibilidade de água não permitiria que os níveis ótimos de produção fossem realizados, de modo que os lucros desses setores não seriam maximizados, com prejuízos para toda a sociedade.

Por outro lado, se as taxas de crescimento desses custos marginais fossem maiores do que as taxas de crescimento dos consumos autônomos, haveria um aumento nos preços ótimos pelo uso da água para abastecimento urbano e irrigação que causaria uma redução contínua, através do tempo, no nível de produção de produtos agrícolas de irrigação e de água potável. Essa redução nos níveis ótimos de produção reduziria, em consequência, os níveis ótimos de utilização de água bruta desses setores. Neste caso, o nível de produção de energia elétrica estaria garantido, em detrimento da produção desses outros dois setores.

Embora essa última situação não leve necessariamente a uma redução no nível de geração de energia elétrica, ela estabelece uma utilização dos recursos hídricos menos eficiente e, portanto, mais distorcida para a sociedade. De fato, essa situação é resultante da assimetria introduzida pela política de cobrança pelo uso da água, introduzida pela nova legislação que regulamenta o setor de recursos hídricos. Essa cobrança prejudica mais fortemente os setores de abastecimento público e irrigação, à medida que o balanço hídrico vai se tornando crítico, sem haver uma correspondência direta de penalidade para o setor de energia elétrica. Assim, da forma como foi proposta na nova legislação que regulamenta o setor, a cobrança pelo uso da água na geração de energia elétrica, com base em um percentual fixo, não corrige as incorreções na alocação dos recursos na economia. Ao contrário, essa legislação amplia as distorções na utilização dos recursos hídricos, no sentido de impactar mais fortemente os setores de abastecimento urbano e irrigação, com preços mais altos, em benefício do setor de energia elétrica.

5 Conclusões e considerações finais

Acompanhando a nova tendência mundial, o Estado brasileiro vem experimentando, nos últimos anos, um processo de redefinição do seu papel de agente protagonista no mercado para assumir uma postura de regulador do mesmo. Dentro dessa nova postura regulatória, compete ao Estado a fixação de regras para o funcionamento daqueles setores econômicos que antes se encontravam sob o seu controle direto, mas que agora passam a ser explorados

pela iniciativa privada. Essa mudança de papéis tem por objetivo garantir o perfeito funcionamento dos mercados, por meio de melhorias na alocação dos recursos na economia, e promover a justa concorrência, ampliando a eficiência econômica. Os setores de energia elétrica e águas são exemplos claros desse nova ordem mundial, cujos serviços passam a ser executados sob o regime de concessão, permissão ou autorização pelo setor privado, mas regulados e fiscalizados por agências federais e estaduais.

No entanto, essa rápida mudança de enfoque do papel do Estado e a falta de tradição do governo como regulador do mercado têm preocupado os estudiosos, principalmente porque demandará do governo um compromisso com objetivos mais amplos, além de exigir uma contínua evolução na legislação desses setores que acompanhe os anseios maiores da sociedade.

Tentando entender um pouco mais a estrutura de competição entre os setores de águas e energia elétrica e avaliar o funcionamento do setor de recursos hídricos no País ante a nova legislação que regulamenta o setor, este trabalho desenvolve um modelo que simula as interações entre os setores de água e energia elétrica, por meio de suas agências reguladoras, capaz de prever os futuros impactos sobre a utilização desses recursos em sistemas de bacias hidrográficas. Determinou-se o equilíbrio em subjogos, para o caso em que as agências reguladoras agem de forma independente, de acordo com o novo desenho estabelecido para esses dois importantes setores.

Ao serem estabelecidas algumas hipótese plausíveis, observou-se que haverá seguramente, em algum determinado instante do tempo, uma redução na produção agrícola de irrigação, mas poderá reduzir ou não a geração de energia elétrica. No entanto, a situação em que o nível de geração de energia elétrica não é reduzido é mais distorcida para a sociedade, pois esta é induzida a adotar uma alocação menos eficiente dos recursos hídricos. Neste caso, ao afetar mais fortemente os setores de abastecimento urbano e irrigação, com preços pelo uso da água mais altos, em benefício do setor de energia elétrica, conclui-se que a cobrança pelo uso da água na geração de energia elétrica, com base em um percentual fixo, pode ampliar as distorções na utilização dos recursos hídricos, com efeitos negativos para toda a sociedade.

Espera-se que este estudo possa contribuir para aprimorar o gerenciamento dos recursos hídricos no País, na medida em que oferece subsídios para orientar as políticas públicas de regulação desse importante setor produtivo, melhorando, assim, a alocação desses recursos na economia.

Referências bibliográficas

- Araujo, Ricardo S. A.; Cabral, Rodrigo S. V. Algumas conjecturas sobre as noções de equilíbrio em jogos dinâmicos com informação imperfeita. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Campinas, 2000.
- Baumol, W.; Bradford, D. Optimal departures from marginal cost pricing. *American Economic Review*, v. 60, 1970.
- Carrera-Fernandez, José. Cobrança e preços ótimos pelo uso e poluição das águas de mananciais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 28, n. 3, p. 249-277, 1997.
- _____. O princípio dos usos múltiplos dos recursos hídricos: uma análise a partir da bacia do rio Formoso no oeste baiano. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 30, n. especial, p. 810-835, 2000a.
- _____. Cobrança pelo uso da água em sistemas de bacias hidrográficas: o caso da bacia do rio Pirapama, em Pernambuco. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 4, n. 3, p. 525-570, jul./set. 2000b.
- _____. O custo social da energia elétrica: uma análise a partir da bacia hidrográfica do rio São Francisco. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 5, n. 4, p. 789-817, out./dez. 2001.
- Carrera-Fernandez, José; Garrido, Raymundo-José. O instrumento de cobrança pelo uso da água em bacias hidrográficas: uma análise dos estudos no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 30, n. especial, p. 604-628, 2000a.
- _____. O instrumento de cobrança pelo uso da água em bacias hidrográficas: teorias e metodologias. *Economia - ANPEC*, v. 2, n. 2, Campinas, 2000b.
- Centro de Memória da Eletricidade no Brasil. *Panorama do setor de energia elétrica no Brasil/ Memória da eletricidade*. Rio de Janeiro: Centro da memória da Eletricidade no Brasil, 1988.
- Coase, Ronald. The problem of social cost. *Journal of Law and Economics*, 1960.
- Dias, Fernando de Mendonça; Bezerra, Davis R. C.; Ramos, Francisco S. Conflito no uso da água: a importância da ação coordenada das agências reguladoras. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 30, n. Especial, p. 798-808, 2000.
- DNAEE. *Nova tarifa de energia elétrica: metodologia e aplicação*. Brasília: MME/DNAEE, 1985.

- Garrido, Raymundo-José; Carrera-Fernandez, José. Metodología para la determinación de los precios óptimos y cobro por el uso y contaminación de las cuencas de Paraguaçu e Itapicuru (Brasil). In: Delgado, C. D.; Alberich, M. V. E. (eds), *Contribuciones al manejo de los recursos hídricos en America Latina*. Mexico: Universidad Autónoma del Estado de México, 1997.
- Hochsteller, Richard L. A concorrência no mercado atacado de energia elétrica: uma análise do poder de mercado e da eficiência de medidas pró-competitivas. *Programa de Seminários Acadêmicos*. São Paulo: IPE/USP, 1999.
- Lypsei, R. G; Lancaster, K. J. The general theory of the second best. *Review of Economic Studies*, v. 24, p. 11-32, 1956-7.
- Mas-Colell, Andreu; Whinston, M. D.; Green, J. R. *Microeconomic theory*. New York: Oxford University Press, 1995.
- Secretaria de Energia, Transporte e Comunicações. *Participação da iniciativa privada na produção de energia elétrica: a questão tarifária*. Salvador: Convênio de cooperação entre o Governo do Estado da Bahia e a Comissão Européia no Setor de Energia, 1994.
- Secretaria De Recursos Hídricos (SRH) do Ministério do Meio Ambiente, Recursos Hídricos E Amazonia Legal (MMA). *Política nacional de recursos hídricos Lei n. 9.433 de 8 de janeiro de 1997* Brasília: SRH/MMA, 1997.
- Selten, R. Reexamination of the perfectness concept for equilibrium points in extensive games. *International Journal of Game Theory*, v. 4, p. 25-55, 1975.

O excedente financeiro do setor agrícola brasileiro: transferências visíveis e invisíveis de 1980 a 1999*

Alexandre Florindo Alves[§]
Paulo Fernando Cidade de Araújo[¶]

RESUMO

O objetivo deste artigo é apresentar estimativas do valor do Excedente Financeiro do Setor Agrícola no Brasil de 1980 a 1999. Tais estimativas foram feitas tomando como base uma definição de Excedente Financeiro obtida a partir de uma Matriz de Contabilidade Social (MCS). Além disso, foi necessário estimar o consumo das famílias agrícolas e os investimentos nesse setor. Foram encontrados resultados positivos para o Excedente Líquido (diferença entre o Valor Adicionado pelo Setor Agrícola e o consumo das famílias agrícolas) e para o Excedente Financeiro (diferença entre o Excedente Líquido e os investimentos no Setor Agrícola). Ambos os fluxos apresentaram tendência positiva na década de noventa. Outros resultados importantes para a década de noventa são os relativos aos valores do Excedente Financeiro quando os termos de troca são considerados. Tais valores são notavelmente maiores que os valores sem considerar os termos de troca, mas com a diferença entre eles apresentando tendência decrescente para a década de noventa em decorrência de uma evolução nas relações de troca favorável ao Setor Agrícola.

Palavras-chave: Brasil, excedente financeiro, agricultura.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to show an estimation of the value of agricultural financial surplus in Brazil from 1980 to 1999. A definition of financial surplus based on Social Accounting Matrix (SAM) is used to estimate such flow. Besides that it was also necessary to estimate consumption of agricultural households as well as investments in the agricultural sector. Net Surplus (difference between agricultural value added and consumption of agricultural households) and for Financial Surplus (difference between Net Surplus and investments in agriculture) values were positive. During the 90's Net Surplus and Financial Surplus estimates showed positive trend. Another important results for the 90's consisted of the Financial Surplus values when terms of trade were taken into consideration. Such values were noticeably higher than normal flow values, albeit with a decreasing trend in the difference between them. This is due to a favorable evolution in terms of trade to the agricultural sector during the same period.

Key words: Brazil, financial surplus, agriculture.

JEL classification: O13.

* Este artigo baseia-se em Alves (2000). Uma versão anterior do mesmo foi apresentada no III Encontro de Economia da Região Sul (Alves e Araújo, 2000a) e no XVIII Encontro Nacional de Economia (Alves e Araújo, 2000b).

§ Doutor em Economia Aplicada. Professor Adjunto do Departamento de Economia - Universidade Estadual de Maringá. (florindo@uem.br).

¶ Professor Titular Aposentado do Departamento de Economia, Sociologia e Administração – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – USP e, atualmente, Professor Visitante da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. (pfcarauj@esalq.usp.br)

1 Introdução

A questão do fluxo de recursos entre agricultura e indústria, além de relacionada ao problema do desenvolvimento agrícola, envolve outra associada à formulação de políticas: o papel esperado do setor agrícola no financiamento do desenvolvimento econômico geral. (Ishikawa, 1967a) Quanto ao setor agrícola brasileiro, o que se teve em sua história recente foi negligência e discriminação, tanto que Schuh (1997) cita que não fora a discriminação a agricultura poderia ter contribuído de modo ainda mais significativo para o desenvolvimento do Brasil.

Existem vários trabalhos que tratam da transferência de recursos entre a agricultura e outros setores da economia no Brasil e em outros países. Uma análise mostrada por Baer (1996) refere-se às transferências via mecanismos fiscais. De acordo com Albuquerque e Cavalcanti,¹ citados por Baer, tal transferência de recursos para o Nordeste (gastos federais + transferências + incentivos fiscais – arrecadação fiscal) aumentou de 4,4% do PIB regional para mais de 6% entre o início dos anos 60 e a primeira metade da década de 70.

Evangelista (1997) mostrou que a agricultura nordestina “exportou” recursos de 1965 a 1974 e de 1984 a 1993. Também analisando aquela região, Martin (1976) diz que Baer² apontou as conseqüências regionais da discriminação contra a agricultura no período 1947-73.³ Isto porque a indústria se concentrava no Sudeste, fazendo com que a mudança nas relações de troca provocasse transferências entre os setores agrícolas das outras regiões e o setor industrial do Sudeste. O próprio Martin, embora tenha focalizado sua análise na região Nordeste, relata que efeitos semelhantes ocorreram em outras regiões do Brasil.

Para o País, Oliveira (1984, p. 817) fez algumas simulações e concluiu que:

“os resultados dos exercícios realizados...suportam totalmente a hipótese de que a agricultura contribuiu de forma significativa para o crescimento geral da economia brasileira no período do pós-guerra. A participação da agricultura na renda interna foi largamente

1 Albuquerque, R. C.; Cavalcanti, C. V. *Desenvolvimento regional do Brasil*. Brasília: IPEA, 1976. p.123-5. (Série Estudos para o Planejamento, 16).

2 Baer, W. *Industrialização e desenvolvimento econômico no Brasil*. 7.ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1965. 593p. (Ver também Baer, 1996, p. 307).

3 A balança comercial do Nordeste foi positiva para todo o período, com exceção de 1952, e a de São Paulo negativa, com exceção de 1947-50, 1953 e 1956. (Martin, 1976)

subestimada e as transferências de renda da agricultura por meio de taxação implícita⁴ foram, na verdade, bastante significativas, quando medidas tanto em termos da renda agrícola como da taxa de formação do capital nacional.”

Outros exemplos para o Brasil são Evangelista (1997), especificamente sobre a região Nordeste, Martin (1976), Schuh (1971, 1975), Alves (2000), Alves e Araújo (2000a) e Sampaio (2001). Quanto aos trabalhos em outros países, têm-se vários exemplos, como Ohkawa e Rosovsky (1961), Ishikawa (1967a, 1967b), Teubal (1971, 1975), Mundle (1977), Johnston e Kilby (1977), Colomé (1978), Mundle e Ohkawa (1979), Mellor (1985), Gutierrez e Barbero (1988), Karshenas (1990, 1994, 1998), Winters *et al.* (1997). Uma melhor apresentação desses trabalhos pode ser encontrada em Alves (2000).

Dentro deste contexto, o objetivo do presente estudo é estimar o excedente financeiro disponibilizado pelo setor agrícola brasileiro nas décadas de 80 e 90, destacando as transferências visíveis, ou seja, o valor do excedente propriamente dito e as transferências invisíveis, que correspondem a um montante de recursos que é transferido de um setor para outro em razão de variações nos termos de troca entre ambos.

1.1 A importância da agricultura para o crescimento econômico

A idéia de que a agricultura fornece um excedente disponível para a provisão de capital para outros setores é quase tão velha quanto a Economia. (Teubal, 1971) Aparece, por exemplo, na escola Fisiocrata a idéia do “*produit net*” como um excedente essencial para o processo de crescimento da economia. Segundo este autor, mesmo para os economistas clássicos, como Smith e Ricardo, para os quais a acumulação de capital era possível graças aos excedentes agrícola e industrial, a agricultura seria o principal fornecedor de fundos para tal acumulação. Stern (1994) também faz alusão aos clássicos. Cita, por exemplo, Ricardo e Malthus, para os quais o excedente agrícola (em termos de alimentos e trabalhadores) era crucial para o crescimento do setor não-agrícola.

Johnston e Mellor (1961), em artigo clássico, atribuem à agricultura os seguintes papéis: a) fornecer alimentos; b) fornecer capital, especialmente para a expansão do setor não-agrícola; c) fornecer mão-de-obra para o crescimento e diversificação de atividades na economia; d)

4 “*Transferência de renda intersetorial resultante de todas as distorções que atuam sobre a estrutura de preços relativos, através do mercado de insumos comprados.*” (Oliveira, 1984, p. 774)

gerar ganhos cambiais; e, e) constituir mercado para os produtos do setor não-agrícola. Estes papéis são freqüentemente encontrados em outros autores, como, por exemplo, Araújo e Schuh (1995), Silva (1982), Stern (1994) e Kindleberger,⁵ citado por Alves *et al.* (1996). É importante destacar, e isso nem sempre fica claro, que para Johnston e Mellor tais papéis estão associados aos primeiros estágios do desenvolvimento econômico. Alguns deles, como, por exemplo, o de suprimento de mão-de-obra, não se aplicam a estágios mais avançados do desenvolvimento de países onde a proporção de pessoas vivendo no setor rural é cada vez menor.

A importância da agricultura também pode ser verificada nos modelos de crescimento econômico. Autores como Teubal (1971), Silva (1982) e Stern (1994) apresentam vários modelos que enfatizam a relação entre agricultura e o restante da economia. Silva (1982), analisando alguns modelos teóricos sobre a interação da agricultura e o conjunto do sistema econômico, como Lewis,⁶ Ranis e Fei,⁷ Schultz⁸ e Hayami e Ruttan,⁹ chama a atenção para o fato de que a maioria das abordagens tem caráter unidirecional, isto é, pouca ênfase é atribuída aos objetivos (interesses) do próprio setor agrícola. Yotopoulos e Nugent (1976) também consideram os modelos dualistas e de crescimento em estágios como tentativas de sistematizar a discussão sobre a mudança no papel da agricultura no processo de desenvolvimento. Também para eles boa parte da literatura trata as contribuições da agricultura como unidirecionais, falhando em considerar as complementaridades entre setores.

Estudiosos da história econômica concordam que o desenvolvimento no longo prazo não é viável se estiver baseado somente em um setor. As interações entre os setores agrícola e não-agrícola fazem com que ambos, e as complexas relações que têm entre si, devam ser levadas em conta. (Eicher e Witt, 1964) De acordo com Bacha (1995), a modernização da agricultura requer altos investimentos iniciais, logo, é difícil prever a direção dos fluxos de capital entre agricultura e indústria. Esses setores não podem ser tratados separadamente se a preocupação é com o bem-estar da nação como um todo, e não somente de alguns grupos sociais específicos. Para Staatz e Eicher (1985), artigos como o de Johnston e Mellor (1961) e o de

5 Kindleberger, C. P. *Desenvolvimento econômico*. São Paulo: McGraw-Hill, 1996. 434p.

6 Lewis, W. A. Economic development with unlimited supplies of labor. *The Manchester School of Economics and Social studies*, v. 22, p. 139-92, May 1954.

7 Ranis, G.; Fei, J. C. H. A theory of economic development. *American Economic Review*, v. 51, n. 4, p. 533-65, Sep. 1961.

8 Schultz, T. W. *A transformação da agricultura tradicional*. Rio de Janeiro: Zahar, 1965. 207p.

9 Hayami, Y.; Ruttan, V. W. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore: Johns Hopkins, 1971. 367p.

Nicholls (1964) foram importantes, tanto para reconhecer o papel positivo da agricultura do desenvolvimento econômico como para estimular o debate sobre a interdependência entre o crescimento agrícola e o industrial.¹⁰

A noção de interdependência é importante no presente estudo porque se pretende analisar o setor agrícola e seu excedente não de forma isolada, mas como parte de um todo com o qual interage. O excedente que se pretende estudar é o resultado de transações entre setores que têm influência mútua. Torna-se necessário, então, utilizar uma forma de estimação que possa captar essas interações setoriais de fluxos de recursos.

2 Metodologia

Conforme destacado em Alves e Araújo (2000a), existem vários procedimentos para mensurar o excedente financeiro do setor agrícola. A partir de trabalhos como o de Ishikawa (1967b) e o de Mundle (1977), entre outros, é possível destacar dois fatores que colaboram para tal diversidade. São eles a estrutura e organização da economia em particular e as informações disponíveis (metodologias de levantamento e tratamento dos dados primários, tipos de dados levantados etc.). O último autor também comenta sobre a dificuldade de comparar séries cujos conceitos mudam e que não foram preparadas especificamente para casos como esses. Ishikawa (1967a) destaca que a dificuldade com dados obriga o uso de informação indireta, não inteiramente relevante do ponto de vista conceitual, além de estatisticamente menos confiável.

A noção de excedente que permeia a maioria das abordagens é semelhante: a produção do setor agrícola não é totalmente consumida no mesmo, a diferença correspondendo a uma “poupança”. A parte desta poupança não utilizada para investimentos no setor agrícola é então disponibilizada para outros setores. As principais diferenças entre as abordagens são relativas aos cortes (agrícola/não-agrícola, rural/urbano), à forma de considerar as interdependências setoriais e às estimativas de consumo e investimento. Em Alves (2000) são apresentadas, com maior detalhamento, treze formas diferentes de estimação do excedente financeiro do setor agrícola.

Mais diretamente relacionadas ao presente trabalho têm-se as abordagens baseadas em Matrizes de Contabilidade Social (MCS), como, por exemplo, Morrison e Thorbecke (1990), Sampaio (2001), Karshenas (1994), Evangelista (1997), Alves (2000) e Alves e Araújo

10 Nas referências mais antigas não era dada ênfase ao setor serviços.

Os ganhos em razão de termos de troca para o setor agrícola são expressos por:

$$TT = x_a [1 - (P_x/P)] + m_a [(P_m/P) - 1] \quad (5)$$

A escolha do índice de preços é uma questão não resolvida. O autor cita como exemplo a sugestão de Ishikawa (1967a) de usar P_x para excedente de exportação e P_m para excesso de importação. Assumindo, por exemplo, $P = P_x$, tem-se a seguinte expressão para a contribuição financeira líquida real do setor agrícola:

$$r = R/P_x + M_a/P_m [(P_m/P_x) - 1] \quad (6)$$

O que é tratado como setor agrícola corresponde ao setor Agropecuária das Matrizes de Recursos e Usos do Sistema de Contas Nacionais (SCN). Outra definição necessária é a de famílias do setor agrícola, que neste trabalho são aquelas famílias dedicadas a atividades agropecuárias, tal como aparece na PNAD, independente da situação do domicílio. Isto porque há necessidade de subtrair do valor adicionado nas atividades agrícolas o consumo e os investimentos realizados pelas famílias que “atuaram” na sua geração. É importante destacar que, assim como em Evangelista (1997), não foi montada a MCS para o Brasil. A mesma foi utilizada somente para a definição do excedente financeiro.

O valor adicionado pelo setor agrícola é obtido diretamente do SCN. Segundo o IBGE (1997b, p. 11), o SCN baseia-se em recomendação de amplitude mundial, o System of National Accounting - SNA 93. O SNA define um sistema de contas como “*um conjunto coerente, consistente e integrado de contas macroeconômicas, de contas de patrimônio e de quadros, baseado em conceitos, definições, classificações e normas contabilistas internacionalmente aceitas.*” Com isso é possível superar a grande discrepância entre metodologias, que não permitia comparações internacionais. Com relação ao consumo das famílias agrícolas e ao investimento no setor agrícola, há necessidade de elaborar pressuposições para se obter estimativas destes valores, uma vez que o SCN traz a origem dos bens destinados a estas finalidades, mas não especifica os agentes destinatários.

2.1 O consumo das famílias agrícolas (Cfa)

O consumo das famílias do setor agrícola é tomado como uma proporção do consumo total das famílias. Optou-se, no presente estudo, por utilizar procedimento semelhante ao de Mundle e Ohkawa (1979). Considera-se que neste caso há uma melhor aproximação do valor do consumo das famílias agrícolas com a adoção da hipótese de que os padrões qualitativos

de consumo nos setores agrícola e não-agrícola são semelhantes. O consumo das famílias agrícolas (Cfa) fica sendo definido, então, por:

$$Cfa = (VAa/VA_t) * Ct \quad (7)$$

Onde:

- Ct: consumo total de bens finais pelas famílias;
- VA_t: valor adicionado total da economia; e,
- VA_a: valor adicionado pelo setor agrícola.

O valor do consumo total a preços básicos foi obtido diretamente das Matrizes de Insumo-Produto de cada ano para o período 1980 a 1996. Para 1997, 1998 e 1999 foram fornecidos por Joaquim José Martins Guilhoto,¹³ obtidos de acordo com Guilhoto *et al.* (2001).

2.2 Os investimentos no setor agrícola (Ia)

Com relação aos investimentos no setor agrícola, também há necessidade de usar estimativas. Dada a instabilidade da economia brasileira no período analisado, qualquer tipo de extrapolação ou interpolação com base nos dados dos Censos Agropecuários implicaria pressuposições altamente restritivas. Resolveu-se, então, utilizar outro tipo de abordagem, idealizada a partir de estudos sobre a evolução do estoque de capital da agricultura no Brasil. Em Alves (2000) aparecem três estimativas para os investimentos no setor agrícola que, por sua vez, dão origem a três estimativas para o excedente financeiro do setor agrícola.¹⁴ No presente trabalho será utilizada apenas uma delas, descrita a seguir.

Existem estudos que utilizam a variação no estoque de tratores e/ou máquinas agrícolas como *proxy* para a variação no estoque de capital do setor. (Bonelli e Fonseca, 1998; Barros, 1999) Como existem valores de investimentos no setor agrícola que podem ser usados como referência, como os dos Censos Agropecuários, é possível construir séries aproximadas do que tenha sido aquela relativa aos investimentos no setor agrícola. Em razão da relação aproximada entre as variações nos investimentos verificados nos Censos Agropecuários e a variação nas vendas internas de tratores de rodas nacionais (Tabela 1), a série para

13 Comunicação pessoal.

14 Para as estimativas de investimentos, ver também Alves e Araújo (2002).

investimentos do presente estudo é constituída pelos valores de investimento relatados nos três últimos Censos Agropecuários. O valor dos investimentos de 1990 a 1994 e de 1996 a 1998 guardam com o valor dos investimentos em 1995 a mesma relação que as vendas (e não estoques) de tratores dos respectivos anos guardam com a venda de tratores de 1995.

Tabela 1
Valores e Variações dos Investimentos, Vendas de Tratores e
Estoque de Tratores, 1980, 1985 e 1995

	1980	1985	1995
Investimentos em R\$ milhões de 1999	41.176,88	33.912,83	10.706,86
Venda de tratores	50.195	40.736	17.584
Estoque de tratores	555.124	663.487	788.574
Varição nos investimentos ^a (%)		- 17,64	- 68,43
Varição nas vendas de tratores ^a (%)		- 18,84	- 56,83
Varição no estoque de tratores ^a (%)		19,52	18,85

Fonte: investimentos, Censos Agropecuários; vendas de tratores, ANFAVEA (1999); estoque de tratores, Barros (1999). Elaboração dos autores.

^aEm relação ao ano anterior.

2.3 Transferências via termos de troca

De acordo com Winters *et al.* (1997), os preços são dos maiores, senão os maiores, mecanismos de extração de excedentes da agricultura. Além disso, afirmam que se sabe que as transferências invisíveis são bastante maiores que as visíveis. Por outro lado, segundo Karshenas (1998), a transferência via termos de troca é apenas um dos mecanismos. Outros tipos, por meio de contas corrente e de capital de instituições públicas ou privadas, podem amenizar ou reforçar tais transferências. Como exemplos, tem-se que parte da receita tributária pode ser reinvestida no setor agrícola, pode haver subsídios ao setor ou impostos diretos retirando recursos. Há também fatores endógenos. Por exemplo, o crescimento da produtividade total dos fatores na agricultura pode mais do que compensar os termos de troca declinantes ao longo do tempo, como aconteceu na agricultura americana de 1910 a 1986. (Tweeten, 1989)

As transferências visíveis (RV) e invisíveis (RI) e o total das transferências visíveis e invisíveis (RVI) podem ser obtidas a partir da expressão utilizada por Ishikawa (1967a), para o caso de um excedente de importações, ou seja, de entrada de recursos no setor:

$$M/P_m - E/P_e = R/P_m + E/P_e [(P_e/P_m) - 1] \quad (8)$$

Ou, a partir da seguinte expressão, também indicada por Ishikawa (1967a), para o caso de um excedente de exportações, equivalente à expressão (6) e que é a utilizada no presente trabalho:

$$E/P_e - M/P_m = R/P_e + M/P_m [(P_m/P_e) - 1] \quad (8')$$

Onde:

$$R = M - E;$$

M = valor da importações, neste caso a soma do consumo das famílias do setor agrícola e os investimentos no setor agrícola;

E = valor das exportações, neste caso o valor adicionado pelo setor agrícola;

P_m = índice de preços de importação, neste caso o Índice de Preços Pagos (IPP) pelos produtores rurais;

P_e = índice de preços de exportação, neste caso o Índice de Preços Recebidos (IPR) pelos produtores rurais;

$$R/P_e = RV;$$

$$M/P_m [(P_e/P_m) - 1] = RI; \text{ e,}$$

$$RV + RI = RVI.$$

De acordo com Evangelista (1997), uma modificação na apuração dos índices (IPR e IPP), em 1987, produziu séries não comparáveis entre si, obrigando-o a dividir seus resultados em dois subperíodos (lembrando que estudou o período 1966 a 1993). No presente estudo, cujo foco principal é a década de 90, optou-se por calcular as transferências visíveis e invisíveis apenas para este período.

As estatísticas das contas nacionais são utilizadas a preços básicos. A adoção de valoração a preços “aproximadamente básicos” objetiva proporcionar maior homogeneidade aos dados, “*uma vez que estão excluídos os impostos, subsídios e margens de distribuição incidentes sobre os produtos e que estão sujeitas a alterações não relacionadas com o processo de*

produção.” (IBGE, 1989, p. 15) Os dados básicos foram obtidos de IBGE (1984, 1991, 1997a, 1998a, 2000). É necessário destacar que os dados do Sistema de Contas Nacionais para 1999 são preliminares e para 1998 são semidefinitivos. (IBGE, 2000)

3 Resultados e discussões

A Tabela 2 mostra a evolução das principais variáveis e resultados. Observa-se que a evolução dos valores de consumo acompanha os de valor adicionado para o setor agrícola. Isto está de acordo com o fato conhecido, citado por Ferreira Filho (1998), de relativa estabilidade da função consumo. Tais dados confirmam também a validade da estimativa adotada para o consumo no setor agrícola, uma vez que, tendo assumido padrão qualitativo de consumo semelhante para o setor agrícola e a economia como um todo, é plausível esperar que também no setor agrícola o consumo acompanhe a evolução da renda.

No que tange ao excedente líquido, parece haver coerência em relação ao cenário macroeconômico. De fato, a evolução do excedente líquido é parecida com a do valor adicionado do setor agrícola, o que é explicado, em parte, pela referida estabilidade da função consumo. Ocorre o seguinte: no limite, se a proporção de tal valor adicionado despendida em consumo fosse constante, o excedente líquido teria evolução igual à do valor adicionado do setor agrícola. Como os valores de valor adicionado são maiores que os de consumo, seria necessário, para que o consumo determinasse a evolução do excedente líquido, que as variações neste último fossem proporcionalmente superiores às do valor adicionado. Assim, a consistência entre as estimativas de excedente líquido e os fatos macroeconômicos pode ser avaliada principalmente por meio da evolução do valor adicionado total e do setor agrícola.

O ano de 1991 foi marcado por pobre desempenho da economia do País, apesar da redução na taxa de inflação com o Plano Collor II. (IBGE, 1997a) Com a volta da inflação no início de 1992, a política monetária elevou muito as taxas de juros, o que, somado às incertezas no campo político, determinou a contração do nível geral de atividade. A partir de 1993 aparecem sinais de recuperação em razão da normalização do processo político e pelo abrandamento da política monetária.

Segundo Pinheiro (1995), os aumentos da renda real e da oferta de crédito, em decorrência do Plano Real, aceleraram o processo de crescimento. Para o IBGE (1997a), o ano de 1994 apresentou a mais elevada taxa de crescimento da economia no período. O aumento dos juros reais, contração na base monetária e redução no crédito no segundo trimestre do ano em 1995 provocaram sinais de desaquecimento da economia no início de 1996, que aliados ao melhor

desempenho do setor externo levaram o governo a uma flexibilização das políticas monetárias e de crédito. Isso possibilitou uma recuperação da taxa de crescimento real do produto no segundo e terceiro trimestres do ano. O primeiro semestre de 1997 apontava um panorama de recuperação do crescimento econômico. (IBGE, 1998b) Devido à instabilidade no mercado financeiro internacional não foi possível manter a política de redução gradual nas taxas de juros iniciada no ano anterior. Mesmo assim, houve aumento real de 3,27% no PIB. Já em 1998 o nível de atividade manteve-se praticamente estável, com variação real de 0,22%. No primeiro semestre houve sinais de reação, mas a interrupção do fluxo de capitais do exterior levou o governo a elevar bruscamente as taxas de juros. Também a variação de 1999 em relação a 1998 foi pequena: 0,79%. (IBGE, 2000)

A evolução do valor adicionado do setor agrícola, e do excedente líquido, mostra boa aderência em relação ao comportamento geral da economia descrito acima, principalmente até 1997. Para 1998 a análise acima mostra estabilidade do nível geral de atividade, enquanto aumentaram o valor adicionado e o excedente líquido do setor agrícola. Com exceção da instabilidade política do início da década, o desempenho da agricultura esteve bastante associado às políticas macroeconômicas, notadamente monetária e cambial. A influência dessas políticas sobre o excedente líquido foi marcante, confirmando a afirmação de Schuh (1968) de que elas exercem forte influência sobre o desenvolvimento do setor agrícola.¹⁵

3.1 O excedente financeiro do setor agrícola

O excedente financeiro apresentou elevação na década de 80. O investimento relativamente alto no primeiro ano da década fez com que o excedente fosse negativo em R\$ 13,9 bilhões. Vale destacar que foi a única ocorrência de valor negativo em todas as versões estudadas por Alves (2000). Houve recuperação, passando a um valor positivo de R\$ 744 milhões em 1985, chegando a R\$ 9,9 bilhões em 1990, determinada principalmente pela queda dos investimentos. Note-se que o excedente líquido foi decrescente entre 1985 e 1990 (redução de 34,1%), mas o excedente financeiro aumentou porque a redução nos investimentos foi ainda maior: da ordem de 61,9%.

Na década de 90 o excedente financeiro apresentou crescimento de 7,09% a.a. (significativo a 15%, em razão da variabilidade das estimativas de investimento). A elevação

15 O leitor pode notar ainda que os dados de variação do PIB no parágrafo não coincidem exatamente com aqueles apresentados na Tabela 2 porque o PIB corresponde à soma dos valores adicionados pelos setores a custo de fatores e a referida tabela apresenta dados a preços básicos.

inicial segue, até 1992, o aumento verificado na década de 80. Tal fato está associado à queda no investimento. O investimento aumenta em 1993 e 1994, ano em que atinge seu maior valor na década: R\$ 23,4 bilhões. Isso provocou redução do excedente financeiro no mesmo período, chegando em 1994 ao menor valor na década: US\$ 5,4 bilhões. O aumento do investimento entre 1993 e 1994 (80%) fez cair o excedente financeiro, não obstante o excedente líquido ter aumentado 30%.

A redução no investimento entre 1994 e 1995 (54,3%) provoca expressivo aumento do excedente financeiro. O excedente aumentou ainda em 1996, caindo a partir de então e chegando, em 1999, a US\$ 15,9 bilhões, ainda assim um valor 61,1% maior do que o de 1990.

Tabela 2
Evolução do Valor Adicionado Total (VA_t) e do Setor Agrícola (VA_a), do Consumo Total (C_t) e do Setor Agrícola (C_{fa}), dos Investimentos no Setor Agrícola (I_a), do Excedente Agrícola Líquido (NS_a) e do Excedente Financeiro do Setor Agrícola (R), de 1980 a 1999 (R\$ milhões de 1999) e as Proporções em Relação aos Valores Adicionados (%)

	1980	1985	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
C _t	526.533	425.010	433.778	467.041	452.641	441.433	424.963	468.476	539.348	561.368	561.326	525.108
VA _a	80.915	83.995	57.964	57.917	55.954	55.608	70.713	71.391	72.146	71.827	75.617	70.801
VA _t	794.017	723.559	715.882	743.667	725.092	735.391	717.880	792.784	867.292	902.531	912.954	856.695
C _{fa}	53.657	49.338	35.122	36.373	34.929	33.380	41.860	42.187	44.866	44.676	46.493	43.397
NS _a	27.258,16	34.657,36	22.841,51	21.543,56	21.024,46	22.228,34	28.853,07	29.204,21	27.280,16	27.151,15	29.124,07	27.403,87
I _a	41.176,88	33.912,83	12.933,60	8.217,08	7.140,55	13.027,98	23.437,10	10.706,86	6.266,17	9.578,58	11.056,37	11.439,98
R	-13.918,72	744,52	9.907,90	13.326,48	13.883,91	9.200,36	5.415,97	18.497,35	21.013,99	17.572,57	18.067,69	15.963,89
R/VA _a	-17,20	0,89	17,09	23,01	24,81	16,54	7,66	25,91	29,13	24,47	23,89	22,55
R/VA _t	-1,75	0,10	1,38	1,79	1,91	1,25	0,75	2,33	2,42	1,95	1,98	1,86
VA _a /VA _t	10,19	11,61	8,10	7,79	7,72	7,56	9,85	9,01	8,32	7,96	8,28	8,26
C _{fa} /VA _a	66,31	58,74	60,59	62,80	62,43	60,03	59,20	59,09	62,19	62,20	61,48	61,29

Fonte: elaboração dos autores.

Nota: valores reais obtidos pelo IGP-DI (FGV). NS_a são valores calculados a partir de $R = VA_a - C_{fa}$ e R são valores calculados a partir de $R = VA_a - C_{fa} - I_a$.

A evolução das transferências visíveis (RV) e invisíveis (RI) é apresentada na Tabela 3. É importante destacar que existe clara influência do tipo de índice utilizado. A base do IPP e do IPR é o mês de Agosto de 1994, para o qual os dois índices assumem o valor 100. Por essa

razão, a relação IPR/IPP se aproxima de 1 no ano de 1994 e, por conseguinte, as transferências invisíveis são menores neste ano. Além disso, a tendência decrescente de RI decorre de uma relativa melhora dos termos de troca em favor do setor agrícola no período analisado

A magnitude e a evolução do excedente financeiro e das transferências visíveis são semelhantes em razão dos índices utilizados em suas obtenções, IGP-DI e IPR, terem a mesma fonte e mesma base. Conforme esperado, o total do excedente quando se considera os termos de troca (RVI) é bastante superior ao excedente financeiro (mais do que 50%) na maior parte dos anos. Em termos proporcionais, corresponde a 52,2% e 39,9% do valor adicionado do setor agrícola no início e final da década, respectivamente, e a 4,2% e 3,3% do valor adicionado total.

Tabela 3

Evolução das Transferências Invisíveis (RI), Visíveis (RV) e Totais (RVI), do Excedente Financeiro R (R\$ milhões de 1999) e das Relações RI/RVI, RVI/R, RVI/VAa e RVI/VAt de 1990 a 1999

Ano	RI	RV	RVI	R	RI/RVI	RVI/R	RVI/VAa	RVI/VAt
	(R\$ milhões de 1999)				(%)			
1990	20.114,80	10.167,43	30.282,24	9.907,90	66,42	305,64	52,24	4,23
1991	19.159,60	14.038,62	33.198,22	13.326,48	57,71	249,11	57,32	4,46
1992	14.739,97	14.046,30	28.786,27	13.883,91	51,20	207,34	51,45	3,97
1993	7.693,46	8.758,86	16.452,32	9.200,36	46,76	178,82	29,59	2,24
1994	1.107,20	4.905,43	6.012,64	5.415,97	18,41	111,02	8,50	0,84
1995	10.857,76	18.786,42	29.644,18	18.497,35	36,63	160,26	41,52	3,74
1996	11.434,55	20.080,16	31.514,71	21.013,99	36,28	149,97	43,68	3,63
1997	11.218,84	16.798,23	28.017,07	17.572,57	40,04	159,44	39,01	3,10
1998	9.635,93	16.384,92	26.020,84	18.067,69	37,03	144,02	34,41	2,85
1999	12.264,88	15.963,89	28.228,77	15.963,89	43,45	176,83	39,87	3,30

Fonte: elaboração dos autores.

Pode-se tecer alguns comentários a respeito dos resultados acima. A evolução do excedente financeiro está de acordo com o desempenho do setor agrícola no período em análise. Bonelli e Fonseca (1998) citam que, de acordo com diversos trabalhos, o crescimento da agricultura brasileira a partir da metade da década de 80 se deu com substanciais ganhos de produtividade.

A área cultivada no Brasil cresceu de 1980 para 1985 e decresceu a partir de então, e durante toda a década de 90, à exceção de 1993, segundo Ferreira Filho e Costa (1999). Com isso, fica evidente a intensificação da produção por área. Os autores construíram um índice da razão entre produção total em peso e área colhida total, com valor 100 em 1978. Tal índice alcançou os valores 109, 152, 163 e 223 em 1980, 1985, 1990 e 1998, respectivamente. Tal evolução mostra discrepância em relação ao valor adicionado do setor agrícola somente para 1985, o que é admissível e que pode ser atribuído a problemas de metodologia e/ou deflacionamento.

A saída de recursos da agricultura em Formosa, segundo Johnston e Kilby (1977), também foi possível graças a aumentos na produção agrícola que, naquele caso, foram conseguidos com pequena elevação no uso de insumos comprados. No caso do Brasil, a situação é diferente. Houve aumento na produtividade total dos fatores (Bonelli e Fonseca, 1998) associada a aumento da produção. A produção da agricultura propriamente dita, em volume, foi crescente na década de 90 (Boletim do Banco Central), sendo também crescente a utilização de insumos. Como exemplo, a Associação Nacional para Difusão de Adubos e Corretivos Agrícolas (ANDA) informa que o consumo aparente de fertilizantes cresceu na década de 1990, passando de 8 milhões para 14 milhões de toneladas.

Estes dados contrariam a afirmação de Syrquin (1988) de que a mecanização e o uso de insumos intermediários provocam redução no valor adicionado. Tudo leva a crer que o crescimento praticamente constante da agricultura brasileira nas décadas de 80 e 90 foi possível graças à queda nos custos de produção. (Ferreira Filho, 1998) Ainda segundo Ferreira Filho e Costa (1999), tal redução nos custos de produção tem também a ver com o fim dos subsídios e a conseqüente racionalização no uso de tratores (o que vale também para os demais insumos e bens de capital). O bom desempenho da agricultura nos anos 80 e 90 pode também ser explicado, segundo Barros (1999, p. 33), pelo *“acúmulo de capital físico e humano, o aumento nos investimentos em pesquisa e extensão e melhoria da infraestrutura básica”* nos anos 70 e *“a progressiva redução na intervenção estatal no decorrer dos anos 80, associada ao aprendizado das modernas técnicas de produção”* levando a um aumento na eficiência técnica. Ou seja, fatores como preços de insumos e crédito, desenvolvimento tecnológico e melhoria de infra-estrutura levaram ao bom desempenho do setor agrícola.

Mesmo considerando as dificuldades para uma análise comparativa decorrentes da diversidade metodológica, os resultados desta pesquisa não são discrepantes relativamente a outros estudos. Em termos da magnitude do excedente, Karshenas (1994) afirma que o potencial de extração de grandes magnitudes de recursos da agricultura na China estimado

por Lee¹⁶ foi possível em razão do rápido crescimento da produtividade agrícola. A saída de recursos constituiu algo entre 40% a 50% das vendas do setor entre as décadas de 10 e 20, baixando para 30% na década de 30, ficando neste nível até 1960. No caso do Brasil, o excedente financeiro ficou entre 7,7% e 29,1% do valor adicionado do setor agrícola na década de 90, com valor médio no período de 21,5%.

Quanto à magnitude das transferências via termos de troca, as informações disponíveis são de que, em 1977, no Irã, as transferências invisíveis (neste caso entrando no setor agrícola) foram maiores do que as atribuídas ao crescimento normal do valor adicionado no setor. (Karshenas, 1994) O estudo de Ishikawa (1967a) revelou proporções entre transferências invisíveis/excedente de importações da ordem de 45%, -3% e 16%, respectivamente, para a China em 1956, Taiwan em 1962 e Japão em 1964. As proporções encontradas para Taiwan por Yotopoulos e Nugent (1976), em termos da saída líquida real da agricultura, de 28,6%, 48,4%, 6% e -16% nos períodos de 1952-55, 1956-60, 1961-65 e 1966-70, respectivamente. Karshenas (1998) reporta que mais de 60% das transferências feitas pela agricultura japonesa no período 1956-60 são devidas aos termos de troca adversos para o setor. Os valores da relação entre valor real das transferências invisíveis e o valor real total das transferências considerando os termos de troca no Brasil oscilam entre 18,4% e 66,4% na década de 90. Ademais, os valores totais do excedente financeiro quando se consideram as transferências via alterações nos termos de troca, apesar de decrescentes em razão da melhoria das relações de troca para a agricultura em todo o período, são valores que chegaram a representar três vezes os valores obtidos pelo deflacionamento simples.

4 Conclusões

Os resultados do presente estudo confirmam a contribuição da agricultura brasileira em período recente como significativa para o processo de formação de capital e crescimento da economia, principalmente na década de 90. Confirmam também a expectativa de o excedente do setor agrícola brasileiro ser positivo na maior parte do período analisado. Valor negativo só foi verificado em um ano. Além disso, confirmam, para a década de 90, a hipótese de excedente crescente inclusive para o excedente líquido. Conclui-se também que os termos de troca desfavoráveis para o setor agrícola implicam pesadas transferências de recursos para o resto da economia, embora com tendência decrescente.

16 LEE, T. H. *Statistical tables, methodology, data sources and conclusions regarding intersectoral capital flows in economic development of Taiwan, 1895-1960*. Cornell, 1968. Prices, employment and income distribution research, Project. Paper n.12.

Furtuoso (1998) chama a atenção para o avanço da participação do setor serviços no produto e no emprego a partir de 1985. Uma questão concernente ao presente trabalho é que o excedente financeiro se refere ao um “balanço setorial”. Se tal balanço é positivo para o setor agrícola, resta saber, e fica também para futuras investigações, qual setor estaria absorvendo tal excedente, o que no presente trabalho não foi feito pelo fato do setor não-agrícola ter sido definido como o agregado de todos os outros setores. Esta observação se aplica também ao caso do setor externo e o governo.

O fato de a tendência crescente na estimativa de excedente estar de acordo com o desempenho da agricultura ao longo da década de 90, relatado por vários autores, também é uma conclusão de destaque no estudo. Esses resultados do setor têm influência das políticas macroeconômicas em geral e outras específicas ao setor agrícola, como abertura comercial e restrição de recursos, obrigando a alocação mais eficiente destes.

Referências bibliográficas

- Alves, A. F. *Contribuição da agricultura ao crescimento econômico: o excedente financeiro de 1980 a 1998*. 2000. 127p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba.
- _____. O excedente financeiro do setor agrícola brasileiro: estimativas regionais para o período 1990-1997. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 33, n. 4, out./dez. 2002. (no prelo)
- Alves, A. F.; Araújo, P. F. C. Agricultura e crescimento econômico no Brasil: transferências visíveis e invisíveis nas décadas de 80 e 90. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL ANPEC SUL*, 3., Porto Alegre, 2000. *Anais*. Porto Alegre: ANPEC, 2000a.
- _____. Agricultura e crescimento econômico no Brasil: transferências visíveis e invisíveis nas décadas de 80 e 90. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 18, Campinas, 2000. *Anais*. Campinas: ANPEC, 2000b.
- _____. Investimentos na agricultura brasileira: estimativas alternativas de 1980 a 1998. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.4, n.4, p.755-68, out./dez. 2002
- Alves, A. F.; Shikida, P. F. A.; Araújo, P. F. C. Notas sobre a importância do excedente financeiro na agricultura. *Tempo da Ciência*, v. 3, n. 5, p. 65-74, jan./jun. 1996.
- ANFAVEA. *Anuário estatístico da indústria automobilística brasileira 1999*. Disponível em: www.anfavea.com.br. (22/11/1999)

- Araújo, P. F. C.; Schuh, G. E. Desenvolvimento econômico e o papel da agricultura. *In: Economia e administração agroindustrial*. Piracicaba: DESR/ESALQ/USP, 1995. p. 1-28. (Série Didática, 96)
- Associação Nacional para Difusão de Adubos e Corretivos Agrícolas - ANDA. *Anuário estatístico do setor de fertilizantes*, vários volumes.
- _____ *Consumo de fertilizantes 1998*. Disponível em: <http://www.anda.org.br>. (13/01/2000).
- Bacha, E. Industrialization and agricultural development. *In: Meier, G. M. Leading issues in economic development*. 6.ed. New York: Oxford University Press, 1995. p. 385-9.
- Baer, W. *A economia brasileira*. São Paulo: Nobel, 1996. 416p.
- Barros, A. L. M. de. *Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995*. 1999. 149p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Bonelli, R.; Fonseca, R. *Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. p. 16-21. (Texto para Discussão, n. 557).
- Brasil: índices de preços recebidos e pagos pelos agricultores. *Agroanalysis*, v. 19, n. 10, p. 60, out. 1999.
- Colomé, R. Excedente financiero del sector agropecuario argentino. Reflexiones en torno de un trabajo anterior y nueva estimación. *Desarrollo Económico*, v. 18, n. 70, p. 275-82, Jul./Sep. 1978.
- Eicher, C.; Witt, L. (eds.) *Agriculture in economic development*. New York: McGraw-Hill, 1964. 415p.
- Evangelista, F. R. *O excedente financeiro do setor agrícola nordestino*. 1997. 136p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Ferreira Filho, J. B. S. Ajustamento estrutural e crescimento da agricultura na década de oitenta: notas adicionais. *Revista de Economia Política*, v. 18, n. 4, p. 84-95, out./dez. 1998.
- Ferreira Filho, J. B. S; Costa, A. C. F. A. O crescimento da agricultura e o consumo de máquinas agrícolas no Brasil. (compact disc). *In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL*, 37, Foz do Iguaçu, 1999. *Anais*. Foz do Iguaçu: SOBER, 1999.

- Furtuoso, M. C. O. *O produto interno bruto do complexo agroindustrial brasileiro*. 1998. 277p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Goldin, I.; Rezende, G. C. *A agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. 119p. (Série IPEA, 138)
- Guilhoto, J. J. M. *et al. Nota metodológica: estimação da Matriz Insumo-Produto utilizando dados preliminares das Contas Nacionais*. Texto para Discussão. DEAS-ESALQ-USP, 2001.
- Gutierrez, R. R.; Barbero, A. C. Estimación del excedente financiero agropecuario, 1970-1985. *Revista Argentina de Economía Agraria*, v. 2, p. 137-50, 1988.
- Índices Econômicos. *Conjuntura Econômica*, vários números.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Agropecuário 1980 - Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 1984. n. 1. p. 50. (Recenseamento geral do Brasil 1980, 9: v. 2, t. 3)
- _____. *Matriz de insumo produto: Brasil - 1980*. Rio de Janeiro: IBGE, 1989. 204p. (Série Relatórios Metodológicos, v.7)
- _____. *Censo Agropecuário 1985 - Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, n. 1, 1991. p. 52.
- _____. *Sistema de Contas Nacionais Brasil: 1990-1996* (compact disc). Rio de Janeiro: IBGE, 1997a.
- _____. *Sistema de Contas Nacionais: tabelas de recursos e usos: metodologia*. Rio de Janeiro: IBGE, 1997b. 49p. (Textos para Discussão, n. 88).
- _____. *Censo Agropecuário 1995/1996 Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, n. 1, 1998a, p. 94.
- _____. *Sistema de Contas Nacionais - Brasil: resultados preliminares 1997* Rio de Janeiro: IBGE, 1998b.
- _____. *Sistema de Contas Nacionais Brasil: tabelas de recursos e usos 1995-1999*. Rio de Janeiro: IBGE, 2000. 2v. (Contas Nacionais, n.4).
- Ishikawa, S. *Economic development in Asian perspective*. Tokyo: Kinokuniya Bookstore, 1967a. 468p. (Economic Reseach Series, 8).
- _____. Resource flow between agriculture and industry: the Chinese experience. *Developing Economies*, v. 5, n. 1, p. 3-49, Mar. 1967b.

- Johnston, B. F.; Kilby, P. *Agricultura e transformação estrutural: estratégias econômicas de países em desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1977. 468p.
- Johnston, B. F.; Mellor, J. W. The role of agriculture in economic development. *American Economic Review*, v. 51, n. 4, p. 566-93, Sep. 1961.
- Karshenas, M. Oil income, industrialization bias, and the agricultural squeeze hypothesis: new evidence on the experience of Iran. *The Journal of Peasant Studies*, v. 17, n. 2, p. 245-72, Jan. 1990.
- _____. Concepts and measurement of agricultural surplus: a new accounting framework with application to Iran. *The Journal of Peasant Studies*, v. 21, n. 2, p. 235-61, Jan. 1994.
- _____. *Capital accumulation and agricultural surplus in Sub-Saharan Africa and Asia*. Geneva: UNCTAD, 1998. 77p. (African development in a comparative perspective, Study n.1)
- Martin, M. A. *Modernization of Brazilian agriculture: an analysis of unbalanced development*. 1976. 500p. Thesis (PhD) - Purdue University, Purdue.
- Mellor, J. W. Agricultural development and the intersectoral transfer of resources. In: Eicher, C. K.; Staatz, J. M. (eds.), *Agricultural development in the Third World*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1985. Chapter 9, p. 136-46.
- Millar, J.R. Soviet rapid development and the agricultural surplus hypothesis. *Soviet Studies*, v. 22, p. 77-91, 1970.
- Morrison, C; Thorbecke, E. The concept of the agricultural surplus. *World Development*, v. 18, n. 8, p. 1081-95, Aug. 1990.
- Mundle, S. Inter-sectoral resource flows in Post-Colonial India. *Indian Economic Review*, v. 12, n. 2, p. 151-67, 1977.
- Mundle, S.; Ohkawa, K. Agricultural surplus flow in Japan, 1888-1937. *The Developing Economies*, v. 12, n. 3, p. 247-65, Sep. 1979.
- Nicholls, W. H. The place of agriculture in economic development. In: Eicher, C.; Witt, L. (eds.), *Agriculture in economic development*. New York: McGraw-Hill, 1964. Chapter 1, p. 11-44.
- Ohkawa, K.; Rosovsky, H. The role of agriculture in modern Japanese economic development. *Economic Development and Cultural Change*, v. 9, part I, p. 43-67, 1961.

- Oliveira, J. C. Transferências de recursos da agricultura no Brasil: 1950/74. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 14, n. 3, p. 773-821, dez. 1984.
- Pinheiro, A. C. *Retrospectiva e perspectivas para a economia brasileira: uma análise setorial*. Rio de Janeiro: BNDES, 1995. 38p. (Textos para Discussão, 28). Produção da lavoura. *Boletim do Banco Central*, vários números.
- Sampaio, A. V. Cálculo do excedente agrícola e urbano utilizando uma Matriz de Contabilidade Social (SAM) - 1985-1995 (compact disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39, Recife, 2001. *Anais*. Recife: SOBER, 2001.
- Schuh, G. E. Effects of some general economic development policies on agricultural development. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 50, n. 5, p. 1283-93, Dec. 1968.
- _____. *Pesquisa sobre o desenvolvimento agrícola no Brasil*. São Paulo: Atlas, 1971. 228p.
- _____. A modernização da agricultura brasileira: uma interpretação. In: Contador, C. R. (ed.), *Tecnologia e desenvolvimento agrícola*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1975. p. 7-45. (Série Monográfica, 17)
- _____. A agricultura no Brasil: política, modernização e desenvolvimento econômico. *Revista de Política Agrícola*, n. 2, p. 15-21, abril/maio/jun. 1997.
- Silva, G. L. S. P. Reflexões sobre o papel da agricultura no Brasil. *Agricultura em São Paulo*, v. 29, n. 1-2, p. 1-20, 1982.
- Staatz, J. M.; Eicher, C. K. Agricultural development ideas in historical perspective. In: Eicher, C. K.; Staatz, J. M. (eds.), *Agricultural development in the Third World*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1985. Chapter 1, p. 3-30.
- Stern, N. *Growth theories, old and new, and the role of agriculture in economic development*. London: Suntory-Toyota International Centre for Economic and Related Disciplines/London School of Economics, 1994. 148p.
- Syrquin, M. Patterns of structural change. In: Chenery, H.; Srinivasan, T. N. *Handbook of development economics*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1988. v. 1. Chapter 7. p. 203-73.
- Teubal, M. *Generation and transfer of an agricultural surplus in Argentina*. West Lafayette: Purdue University, 1971. 58p.
- _____. Estimaciones del "excedente financiero" del sector agropecuario argentino. *Desarrollo Económico, Revista de Ciencias Sociales*, v. 14, n. 56, p. 677-97, Ene./Mar. 1975.

Tweeten, L. *Farm policy analysis*. Boulder: Westview Press, 1989. 399p.

Winters, P.; De Janvry, A.; Sadoulet, E.; Kostas, S. *The role of agriculture in economic development: visible and invisible surplus transfers*. Berkeley: University of California/Department of Agricultural and Resource Economics, 1997. 19p. (Working Paper, 814)

Yotopoulos, P. A.; Nugent, J. B. *Economics of development: empirical investigations*. New York: Harper & Row Publishers, 1976. 478p.

Principais determinantes do preço do frete rodoviário para o transporte de soja em grãos em diferentes estados brasileiros: uma análise econométrica*

Goncilio Corrêa Junior[§]
José Vicente Caixeta Filho[⊠]

RESUMO

O presente trabalho identifica a influência de uma série de fatores na determinação dos valores de frete praticados para o transporte de soja a granel com origem nos estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, durante as safras de 1998 a 2000 e entressafras de 1998/1999 a 2000/2001. Os resultados obtidos a partir de modelo de regressão linear múltipla mostraram que, em maior ou menor grau, as variáveis relacionadas à distância percorrida, à existência de praças de pedágios, ao tempo de descarregamento nos portos, à sazonalidade da demanda por transporte, e às condições das vias utilizadas influenciaram diferentemente os valores dos fretes nesses estados, nos períodos de safra e entressafra analisados.

Palavras-chave: regressão linear múltipla, frete, soja, transporte.

ABSTRACT

The present study identifies the influence of a series of factors in order to determine operating freight rates for soybeans originally grown in the States of Goiás, Mato Grosso and Paraná, during the high seasons of 1998 to 2000 and low seasons of 1998/1999 to 2000/2001. From a multiple linear regression model, results have shown, in higher or lower degree, that the variables related to distance, number of tolls, unloading time at ports, seasonal demand for transport, quality conditions of the highways, influenced differently the rates of the freights in these states, during the periods of high and low seasons.

Key words: multiple linear regression, freight, soybeans, transport.

JEL classification: R41, Q13, C21.

* Artigo baseado na dissertação de Mestrado do primeiro autor, sob a orientação do segundo autor.

§ Economista pela FEA/USP (Ribeirão Preto), Mestre em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. E-mail: goncilio@ig.com.br.

⊠ Engenheiro Civil pela Escola Politécnica da USP, Master in Economics pela University of New England (Austrália), Doutor em Engenharia pela Escola Politécnica da USP. Professor Associado do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP. E-mail: jvcaixet@esalq.usp.br.

1 Introdução

Invariavelmente, as discussões econômicas sobre o processo de abertura comercial das nações envolvem questões agrícolas, seja em virtude da política protecionista dos países desenvolvidos ou dos interesses dos países em desenvolvimento que, nos últimos anos, vêm apresentando claros ganhos de produtividade nesse segmento. Neste sentido, o transporte de cargas agrícolas torna-se um mecanismo fundamental, podendo se transformar em ferramenta de estratégia comercial e política das nações.

Fulton *et al.* (1995) destacam o programa canadense *Western Grain Transportation Act* (WGTA) como um mecanismo indireto de proteção aos produtores ao subsidiar o transporte de produtos agrícolas destinados à exportação. Para Gwilliam (1998), a Índia, por exemplo, tem perdido parte de suas exportações no setor têxtil para países do Sudeste da Ásia, onde os governos procuram facilitar o fluxo comercial. Da mesma forma, o autor cita que produtores de cacau da Costa do Marfim têm perdido mercado para produtores da América Central, capazes de entregar seus produtos de maneira mais eficiente. Por outro lado, Omamo (1998) mostra que os altos custos de transporte agrícola encontrados no distrito de Siaya, Kenya, influenciam negativamente a decisão de produção, reduzindo ganhos e o grau de especialização das propriedades.

No Brasil, a gradativa abertura comercial e a busca incessante por superávits comerciais que apóiem a política de estabilização e desenvolvimento do país têm contribuído para que o setor agrícola ocupe um lugar de destaque. De acordo com a Confederação Nacional da Agricultura (31/07/2002), no primeiro quadrimestre de 2002 o setor agrícola cresceu 5,12%. Esperava-se ainda para aquele ano a safra recorde de 98,5 milhões de toneladas de grãos, sendo mais de 40% desse volume apenas de soja, um dos principais itens de nossa pauta de exportação. Em 2001, segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (10/05/2002), foram exportados US\$ 58,2 bilhões, com o setor agroindustrial contribuindo com US\$ 23,9 bilhões, sendo que 22% desse total teve origem no complexo soja.

Dados da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (05/05/2002) mostram que durante a safra de 2000 o País produziu cerca de 32,8 milhões de toneladas de soja, principalmente nos Estados de Mato Grosso (27%), Paraná (22%), Rio Grande do Sul (15%) e Goiás (12%). Estudo da Empresa Brasileira de Planejamento e Transportes (02/06/2002) também indica que, como os principais pólos produtivos situam-se em regiões em que apenas o modal rodoviário tem acesso (principalmente Norte e Oeste do Estado do Mato Grosso),

durante a safra 1995 cerca de 81% das movimentações de soja produzidas na região central do País com destino à exportação utilizaram-se deste modal, sendo que 15% foram transportadas por ferrovias e 4% por hidrovias.

Dada a importância do complexo soja para a economia brasileira e, conseqüentemente, do modal rodoviário neste contexto, estudos que colaborem para um melhor entendimento sobre o transporte rodoviário de soja em grãos no Brasil são de grande valia, uma vez que podem contribuir para o desenvolvimento de uma estrutura logística eficiente para movimentação de cargas agrícolas.

1.1 Objetivos propostos

A principal hipótese deste trabalho é: fatores como distância percorrida, possibilidade de carga de retorno, sazonalidade da demanda por transporte, especificidades da carga transportada e do veículo utilizado, vias utilizadas, pedágios e fiscalização, aspectos geográficos (origem e destino das cargas), prazo de entrega, tempo de carga e descarga, perdas e avarias influenciam na diferenciação dos preços do frete rodoviário de grãos nas diferentes regiões brasileiras.

Essa análise busca testar as implicações teóricas relacionadas à influência dessas variáveis na oferta e demanda por serviços de transporte. Neste sentido, o presente trabalho aborda a questão do transporte no setor agrícola, analisando o valor do frete rodoviário de soja a granel com origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, entre os anos de 1998 e 2001, por meio da identificação de seus principais componentes, e da discussão sobre a influência desses fatores no comportamento de preços de frete para o transporte desse produto agrícola em diferentes percursos e períodos.

Para auxiliar nessa análise, é identificado um modelo econométrico consistente e adequado para captar e validar os principais componentes do valor de frete praticado.

1.2 Estrutura do trabalho

A próxima seção preocupa-se em identificar as alternativas econométricas disponíveis para a estimação de um modelo consistente, oportunidade em que é apresentada a justificativa para a escolha do modelo adotado, os testes econométricos que são desenvolvidos, assim como a especificação das fontes de dados utilizadas. Os principais resultados obtidos são apresentados

e discutidos na terceira seção, enquanto as principais conclusões e limitações do trabalho são destacadas na quarta e última seção.

O presente artigo não pretende esgotar a discussão sobre o tema abordado, principalmente devido à complexidade dos fatores que norteiam o estabelecimento de preços, arraigados por variáveis microeconômicas de difícil mensuração, tais como as preferências individuais por determinados percursos em função das sensibilidades dos agentes à segurança, satisfação pessoal etc. O que se procura, no entanto, é destacar a importância de estudos sobre o tema, e colaborar para um melhor entendimento sobre as relações inerentes à formação de preços de fretes rodoviários para produtos agrícolas no Brasil, em especial para os grãos.

2 Metodologia

2.1 Abordagens econométricas alternativas

A literatura especializada documenta uma série de aplicações de modelos econométricos a problemas relacionados com a determinação do preço do transporte de cargas. A Tabela 1 apresenta alguns dos principais trabalhos científicos pesquisados, destacando as variáveis utilizadas em cada um dos estudos, consideradas relevantes na determinação dos valores dos fretes praticados, assim como o tipo de modelagem utilizado, com vistas a salientar as similaridades dos trabalhos abordados.

Alguns fatores, como a distância percorrida, características dos pontos de origem e destino das cargas, época do embarque, tipo da carga e mesmo o valor do produto transportado, entre outros, aparecem com mais frequência em estudos dessa natureza, o que se deve não só à importância desses fatores na composição dos fretes praticados mas também à maior facilidade de coleta desses dados. Por outro lado, fatores pontuais, como a greve de portuários, considerada apenas no trabalho de Byngton e Olin (1983), características exclusivas de determinada região como a influência da utilização de balsas na composição dos fretes, levantada no trabalho de Beilock *et al.* (1996), ou fatores qualitativos de difícil mensuração, como, por exemplo, as características do transportador encontrada no trabalho de Allen e Liu (1995), aparecem em um número reduzido de trabalhos.

Tabela 1
Trabalhos Científicos Abordados: Suas Variáveis Explanatórias
e a Abordagem Matemática Utilizada

TRABALHO	Thompson (1960)	Kerr (1972)	Miklius (1976)	Binkley & Harrer (1981)	Byington & Olin (1983)	Beilock <i>et al.</i> (1986)	Hauser (1986)	Prentice & Benell (1992)
VARIÁVEIS CONSIDERADAS								
Distância	X	X	X	X			X	
Volume		X	X	X				
Origem/destino								X
Possibilidade de carga de retorno						X		
Época do embarque				X	X			
Custo de transbordo		X	X					
Oferta de serviços de transporte						X		
Custos operacionais							X	
Demanda por transporte			X					
Tamanho do veículo			X	X				
Tempo de transporte			X	X				
Tipo de carga			X					X
Preço do produto			X		X	X		
Perecibilidade			X		X	X		
Atividade econômica					X			
Greves dos portuários					X			
Condições carga/descarga						X		X
TÉCNICA UTILIZADA	-	RM*	lógite	MQO**	MQO** (dois estágios)	próbite	MQO**	RM*

(continua)

Tabela 1
Trabalhos Científicos Abordados: Suas Variáveis Explanatórias
e a Abordagem Matemática Utilizada (cont.)

TRABALHO	Hsu & Goodwin (1995)	Allen & Liu (1995)	Veenstra & Franses (1996)	Beilock et al. (1996)	Garrido (1998)	Woudsma (1999)	Garrido & Mahmassani (2000)	Miljkovic et al. (2000)
VARIÁVEIS CONSIDERADAS								
Distância				X		X		
Volume						X		
Origem/destino			X		X	X	X	
Condições das vias				X				
Época do embarque		X	X					X
Travessia de fronteiras				X				
Utilização de balsas				X				
Oferta de serviços de transporte	X							
Receita do transportador						X		X
Custos operacionais	X	X						X
Qualidade do serviço de transporte		X						
Características do transportador		X						
Demanda por transporte	X							X
Procedência do veículo								
Tempo de transporte							X	
Tipo de carga						X	X	X
Preço do produto		X						
Atividade econômica		X						X
Condições carga/descarga	X							
TÉCNICA UTILIZADA	VAR***	SNISUR****	VAR***	-	STARMA *****		próbite	MQO** (três estágios)

* RM = modelo de regressão múltipla.

** MQO = modelo de mínimos quadrados ordinários.

*** VAR = modelo vetorial auto-regressivo.

**** SNISUR = *Standard Nonlinear Iterative Seemingly Unrelated Regression*.

***** STARMA = *Space Time Autoregressive Moving Average Model*.

As diferenças na seleção das variáveis explicativas utilizadas nos trabalhos científicos selecionados também podem ser destacadas, tal como pode ser observado no trabalho realizado por Miklius *et al.* (1976), que teve como principal objetivo tentar explicar as diferenças dos custos de transporte de cerejas e maçãs nos Estados Unidos em virtude das diferentes perecibilidades dos produtos.

Entre as técnicas utilizadas, destacam-se os modelos de regressão múltipla, principalmente por meio da estimação de modelos de mínimos quadrados ordinários, que por sinal trata-se de uma técnica bastante difundida e que se ajusta aos objetivos deste trabalho. Pode-se observar também que os trabalhos selecionados valeram-se de modelos auto-regressivos, modelos vetoriais auto-regressivos (VAR) próbite e lógite, entre outros. A escolha da técnica utilizada em cada um dos casos foi definida em função das características dos dados utilizados e dos objetivos da pesquisa. Nota-se, assim, que não existe uma técnica preferencial, mas sim a busca por uma metodologia que melhor se adapte às características do estudo.

Assim sendo, optou-se, no presente trabalho, por estimar os valores de frete por meio de um modelo de regressão linear múltipla, a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A escolha da técnica utilizada justifica-se pela escassez de trabalhos similares no País, em que técnicas menos complexas podem ser de grande valia para dar início a uma discussão mais ampla sobre o tema. Outras abordagens igualmente simples poderiam ser utilizadas, porém a técnica escolhida se adapta não somente às características quantitativas dos dados utilizados, mas também à contribuição científica pretendida com o presente trabalho.

Optou-se, primeiramente, pela elaboração de um modelo que pudesse captar a influência dos fatores selecionados sobre toda a população estudada, que está sendo chamado de Modelo Geral, de acordo com a equação (1)

$$FRETE_{ij} = \beta_1 + \beta_2 DISTANCIA_{ij} + \beta_3 VIA_{ij} + \beta_4 PEDAGIO_{ij} + \beta_5 RETORNO_j + \varepsilon \quad (1)$$

onde:

$FRETE_{ij}$ = valor real estimado do frete, em reais por tonelada, para o transporte de soja em grãos com origem i , destino j ;

$DISTANCIA_{ij}$ = distância percorrida, em quilômetros, entre o ponto de origem i e destino j ;

VIA_{ij} = estado de conservação da via entre os pontos i e j (sendo igual a 1 para vias bem conservadas e zero para as demais vias);

$PEDAGIO_{ij}$ = soma do número de pedágios na rota ij ;

$RETORNO_j$ = possibilidade de carga de retorno no destino j (variável binária igual a um para movimentações com destino aos portos de Santos e Paranaguá e zero para outros destinos);

β_k = coeficientes a serem estimados, sendo $k = 1, \dots, 5$;

ε = erro de estimativa.

Como pode ser observado na equação (1), o modelo apresentado procura captar a influência de determinados fatores sobre o valor do frete praticado, tais como a distância percorrida, condições das estradas, o número de pedágios e a possibilidade de se conseguir carga de retorno.

Pretende-se aplicar a forma funcional representada pela equação (1) para a elaboração de dezoito modelos distintos, baseados em conjuntos de dados organizados por estado de origem (Goiás, Mato Grosso e Paraná), período do ano (safra, representada por observações relativas aos meses de março e abril de cada ano; entressafra, representada por observações de dezembro e janeiro do ano subsequente) e ano de referência (1998, 1999 e 2000).¹

A distribuição dos dados nesses conjuntos permitiu que algumas das variáveis explicativas levantadas pudessem ser analisadas implicitamente, como, por exemplo, a influência das diferenças na demanda por transporte nos períodos de safra e entressafra e a influência de aspectos geográficos, tendo em vista os estados de origem distintos considerados.

Espera-se, então, que o efeito da sazonalidade da demanda sobre os preços dos fretes possa ser captado pelas diferenças nos modelos gerados para os períodos de safra e de entressafra, assim como a influência dos aspectos geográficos na composição dos fretes por meio da comparação dos modelos especificados para cada um dos estados de origem.

Foram testadas outras formas funcionais, principalmente para a redução do número de equações estimadas, como, por exemplo, a inclusão de variáveis *dummy* para estados, anos e sazonalidade da demanda por transporte, porém conclui-se que essas opções poderiam limitar

1 Outras alternativas foram igualmente testadas, como, por exemplo, a consideração dos anos de referência em um único conjunto de dados, o que não se mostrou satisfatório em termos de qualidade das estimativas obtidas.

os resultados da pesquisa, uma vez que seria calculado apenas um coeficiente para cada variável explicativa. Por exemplo, ao se calcular apenas um coeficiente para a variável *RETORNO*, não seria possível identificar se essa variável influenciou diferentemente os fluxos originados no Estado de Goiás ou Paraná, por exemplo.

Em virtude da especificação dos dados utilizados, decorrentes de valores médios observados em cada ponto de origem e destino, algumas variáveis apontadas nesse trabalho, como o prazo de entrega do produto, tempo de carga e descarga de mercadorias, e a influência das perdas e avarias decorrentes da atividade de transporte, não puderam ser testadas. Também, como o presente trabalho restringe-se apenas ao transporte rodoviário de soja em grãos, a influência da especificidade da carga transportada e do veículo utilizado para definição dos valores dos fretes também não puderam ser incluídas.

Vale destacar que, além do modelo proposto, foram testadas exaustivamente outras formas funcionais, como, por exemplo, a inclusão de um termo quadrático para a variável distância, e a utilização do valor do frete por tonelada-quilômetro como variável dependente, sendo que os resultados não foram favoráveis.²

2.2 Especificação dos dados

A variável dependente ($FRETE_{ij}$), especificada como o valor real médio do frete rodoviário de soja a granel, em reais por tonelada (R\$/t), praticado nos principais corredores do País, em função das cidades de origem/destino, distância percorrida, período (safra ou entressafra) e ano, é baseada em um conjunto de dados composto por 1.828 observações mensais em 598 trechos diferentes (pares de origem e destino) compreendendo as safras de 1998 até a entressafra de 2000/2001, levantados no Sistema de Informações de Fretes (SIFRECA, 2002), base que também forneceu a distância entre os pontos de origem e destino.

Foram analisados todos os trechos das observações obtidas via utilização do *software Infoguia*® (GFMI, 1998) para roteirização do melhor percurso entre os pares de origem e destino, sendo possível a identificação de todos os segmentos de rodovias percorridos na rota proposta.

2 Na realização dos procedimentos econométricos, para concepção desses modelos e geração dos testes relacionados, é utilizado o software E-Views (1998).

Para a seleção das melhores e piores rodovias do País foi utilizada a Pesquisa Rodoviária da Confederação Nacional de Transporte (2000), indistintamente, isto é, não considerando o trecho da rodovia percorrido, ou o ano de qualificação do estado de conservação da rodovia pesquisada. Com isto, procurou-se identificar apenas se determinada rodovia, em algum momento, foi selecionada entre os melhores ou piores trechos pesquisados.

Assim, para a composição da variável VIA_{ij} , optou-se por identificar as rodovias utilizadas nos percursos, sendo creditado o valor um para os percursos que utilizaram, em algum momento, uma das rodovias listadas nas pesquisas como as melhores rodovias do País, mesmo que na maior parte do percurso tenham sido utilizadas rodovias que não figuraram entre as melhores ou piores.

De outro modo, para as observações em que foram identificados trechos de rodovias que figuram nas duas listagens, em momentos diferentes, como no caso da BR 116, ou que passam seqüencialmente por algumas vias consideradas pelas pesquisas elaboradas pela Confederação Nacional de Transporte (2000) em bom estado de conservação e outras degradadas, foi creditado a essa variável o valor zero.

Para a composição da variável $PEDAGIO_{ij}$, procurou-se identificar o número de pedágios existentes no trajeto realizado, baseando-se nas informações geradas pelo *Infoguia*® e nas informações de localização das praças de pedágios federais, estaduais e municipais obtidas na Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias - ABCR (2000), sendo que para cada praça de pedágio identificada, independente do sentido da cobrança ou do valor cobrado, assumiu-se o valor um para essa variável.

Para a composição da variável binária $RETORNO_j$, consideraram-se as cidades portuárias de Paranaguá, Santos e Guarujá como potenciais candidatas para obtenção de carga de retorno.

Na Tabela 2 encontra-se uma amostra dos valores de fretes utilizados, discriminando origem, destino, distância, mês/ano de referência, estado da via, número de pedágios e possibilidade de carga de retorno.

Tabela 2
Exemplo de Conjunto de Dados Utilizados

MÊS/ANO	ORIGEM	DESTINO	FRETE (R\$/t)	DISTÂNCIA (km)	VIA	PEDÁGIO	RETORNO
3/1998	Alto Araguaia - MT	Uberlândia - MG	608,00	34	0	0	0
3/1998	Alto Garças - MT	Itumbiara - GO	524,00	30	0	0	0
1/1999	Acreúna - GO	Itumbiara - GO	11,10	194	0	0	0
1/1999	Estância - GO	São Simão - GO	14,36	231	0	0	0
1/1999	Parecis - MT	Santos - SP	74,43	1.925	0	8	1
3/1999	Mineiros - GO	Itumbiara - GO	379,00	20	0	0	0
3/1999	Mineiros - GO	Jataí - GO	102,00	9	1	0	0
4/1999	Pontalina - GO	São Simão - GO	319,00	18	0	0	0
12/1999	Cascavel - PR	Ponta Grossa - PR	21,13	377	1	4	0
4/2000	Ubiratã - PR	Sertanópolis - PR	307	20	1	1	0

3 Resultados

Vale destacar que, como especificado na equação (1), o modelo geral procura identificar algumas das principais variáveis que podem influenciar os valores dos fretes praticados pelos transportadores para a movimentação rodoviária de soja a granel no País. Para a análise que se segue, foram considerados os modelos completos, o que inclui tanto as variáveis com coeficientes significativos como aqueles não significativos, sendo que, para cada conjunto específico de observações, apenas algumas das variáveis se mostraram explicativas, a um nível de significância de 5%, o que revela que as variáveis selecionadas atuam de formas distintas sobre os diferentes conjuntos de dados.

Os coeficientes significativos revelaram, em sua maioria, testes *t* com significância inferior a 1%, o que indica que, quando explicativas, as variáveis mostraram-se estatisticamente diferentes de zero a um nível de significância muito inferior ao limite estipulado (5% de significância). Os resultados obtidos a partir do processamento pelo *software* E-Views são apresentados nas próximas seções.

3.1 Estimativas para os períodos de safra

A Tabela 3 mostra os principais resultados obtidos para os períodos de safra.

Tabela 3
Principais Resultados dos Modelos de Estimação do Valor do Frete Praticado para o Transporte Rodoviário de Soja a Granel, com Origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, nos Períodos de Safra dos Anos de 1998 a 2000 (os valores entre parênteses referem-se aos testes *t*)

Variável/ Estatísticas	GO 1998	GO 1999	GO 2000	MT 1998	MT 1999	MT 2000	PR 1998	PR 1999	PR 2000
Constante	6,107 (9,800)*	5,798 (10,440)*	7,635 (10,599)*	9,429 (4,332)*	13,662 (7,652)*	11,325 (7,661)*	1,716 (1,991)	3,708 (2,952)*	3,120 (8,849)*
Distância	0,040 (21,401)*	0,040 (22,724)*	0,035 (19,410)*	0,039 (22,226)*	0,036 (22,401)*	0,034 (22,506)*	0,054 (45,315)*	0,054 (66,650)*	0,046 (29,092)*
Via	-3,068 (-2,946)*	0,780 (0,663)	-1,929 (-1,382)	-1,827 (-1,579)	-0,258 (-0,197)	2,377 (1,478)	4,882 (3,872)*	1,963 (1,288)	2,347 (3,397)*
Pedágio	1,008 (2,776)*	1,425 (2,803)*	1,165 (3,258)*	0,938 (2,509)*	1,596 (2,751)*	1,817 (2,238)*	-1,175 (-2,221)**	-0,349 (-1,077)	-0,229 (-0,660)
Retorno	-4,959 (-1,842)	-4,312 (-0,982)	-2,670 (-1,024)	2,131 (0,539)	1,682 (0,548)	0,711 (0,125)	-0,602 (-2,250)	2,847 (1,985)**	3,510 (2,417)*
<i>F</i>	616,6	467,1	218,5	413,589	473,0	312,5	342,7	628,1	243,0
<i>R</i> ²	0,9610	0,9125	0,8964	0,9008	0,8763	0,9144	0,9737	0,9824	0,9025
<i>Durbin-Watson</i>	1,139	1,786	1,606	1,951	1,655	1,842	1,766	2,512	1,528
Nº obs.	105	184	106	187	272	122	42	50	110

* nível de significância de 1%.

** nível de significância de 5%.

De acordo com a Tabela 3, a estatística *F* de todas as regressões apresentou um valor bastante elevado, o que indica que pelo menos um dos coeficientes estimados é diferente de zero, o que, por conseqüência, aponta que pelo menos uma das variáveis explicativas selecionadas é significativa para o modelo. A significância dos testes *F* era esperada, uma vez que pelo menos a variável distância tem uma relação bastante clara com os valores fixados para os fretes. Portanto, não serão tecidas novas análises sobre o teste *F*, evitando-se a redundância dos comentários. Para todas as equações, os coeficientes de determinação *R*² também foram altos, variando de 0,8763, para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso em 1999, até 0,9824, para a equação do Paraná, no ano de 1999.

Esses resultados mostram que as variáveis utilizadas explicam mais do que 85% das variações nos valores observados, o que é bastante representativo, trazendo indícios da boa especificação dos modelos.

De modo geral percebe-se, pela análise da Tabela 3, que aqueles fatores que podem ser avaliados pelos demandantes com maior facilidade, como os gastos adicionais com combustível nos percursos mais longos, representados pela variável $DISTANCIA_{ij}$, ou os gastos com pedágios, são normalmente considerados na definição dos fretes durante a safra, independentemente da origem da carga ou do ano da observação.

Percebe-se, assim, que a variável $DISTANCIA_{ij}$ foi significativa em todas as equações, e a variável $PEDAGIO_{ij}$ foi significativa em sete das nove equações estimadas, sendo que uma delas apresentou sinal contrário ao esperado. Analisando-se todos os coeficientes calculados para a variável $DISTANCIA_{ij}$ apresentados na Tabela 3, percebe-se que para todos os estados estudados e para todos os anos (1998 a 2000) os coeficientes calculados apresentaram ordens de grandeza bastante similares, mesmo que estatisticamente diferentes, o que demonstra que independente de outros fatores que possam influenciar a fixação dos preços dos fretes, a variável $DISTANCIA_{ij}$ tem um peso bastante similar em todos os casos.

Em valores reais, isso significa que, para cada quilômetro percorrido, esse fator agregou ao preço do frete o montante de R\$ 0,034, no caso das movimentações com origem no Mato Grosso, durante a safra de 2000, até R\$ 0,054, tal como nas movimentações com origem no Paraná, nas safras de 1998 e 1999. No caso específico de Goiás, como esperado, os coeficientes estimados para a variável $DISTANCIA_{ij}$ também foram positivos e significativos. A estimação desses coeficientes apresentou valores um tanto semelhantes para essas três equações, 0,040, 0,040 e 0,035 para os anos de 1998, 1999 a 2000, respectivamente, sinalizando, a princípio, que aparentemente não houve uma diferença acentuada na definição dos fretes entre esses anos, em se tratando de cargas originadas em Goiás.

Por outro lado, as equações que representaram as movimentações nos períodos de safra com origem em Goiás nos anos de 1998 e 1999 apresentaram coeficientes exatamente iguais (0,040) e maiores do que aquele estimado para o ano de 2000 (0,035), o que pode ter ocorrido em razão das oscilações da demanda por serviços de transporte naqueles anos, e que proporcionou diferentes graus de poder de barganha entre os agentes nos diferentes anos, reduzindo ou elevando a participação da influência de certos fatores, como das condições de tráfego das rodovias, sobre os preços dos fretes praticados.

No modelo especificado para as movimentações com origem em Goiás no ano de 1998, por exemplo, o coeficiente da variável VIA_{ij} foi significativo e igual a $-3,068$, o que não ocorreu nos modelos especificados para as duas safras subsequentes. Esse fenômeno indica que durante o ano de 1998 os transportadores que partiram de Goiás tendiam a cobrar menos para efetuar movimentações através de vias em boas condições de utilização, o que,

diferentemente do que muitos defendem, demonstra que o transportador tem consciência dos maiores custos operacionais que decorrem da utilização de vias malconservadas, estando dispostos a priorizar os melhores percursos.

Entretanto, o que parece ocorrer muitas vezes é que nos momentos em que outros fatores reduzem as margens de lucro, tal como o início da cobrança de pedágios, os transportadores se sentem menos confortáveis em considerar fatores menos palpáveis, como a diferença de custos operacionais decorrentes da utilização de vias em diferentes estados de conservação. Junta-se a isso o fato de que, para as movimentações com origem em Goiás no período analisado, a variável $PEDAGIO_{ij}$ foi significativa para os três anos de safra, sendo que os coeficientes estimados para essa variável foram positivos, o que indica uma tendência de os transportadores cobrarem diferentemente nas movimentações em estradas com pedágios, em comparação com aquelas que não apresentam essas praças de cobrança, implicando fretes mais elevados para transitar em estradas pedagiadas.

É interessante notar que, apesar da relevância da variável $PEDAGIO_{ij}$ para qualquer um dos três períodos, a grandeza do coeficiente estimado para o ano de 1998, 1,008, é diferente dos valores dos coeficientes estimados para os anos de 1999 e 2000, que foram 1,425 e 1,165, respectivamente. Essa característica pode estar associada ao fato de que o processo de concessão de estradas começou a ser mais intenso a partir de 1997, sendo que, com exceção do Estado de São Paulo, onde o governo mantinha diversas praças antes de privatizar as rodovias, a maioria dos estados apresentava um número reduzido de postos de cobrança de pedágio.

Desta forma, em 1998, grande parte das concessões era incipiente, sendo que algumas praças de pedágio hoje em operação, ou ainda não estavam em funcionamento naquela época ou observavam menores tarifas que as atuais. Esses e outros fatores podem ter contribuído para que a importância da existência de pedágio tenha sido menor em 1998, o que se reflete nos coeficientes estimados. Essa pressão relativamente menor dos pedágios no ano de 1998 pode também ter contribuído para que os transportadores goianos tivessem uma certa margem para considerar outros fatores para definição dos valores dos fretes, o que está sinalizado pela significância do coeficiente estimado para a variável VIA_{ij} apenas em 1998.

Ainda com relação às movimentações com origem no Estado de Goiás durante as safras de 1998 a 2000, percebe-se que, mesmo considerando que os valores encontrados para os coeficientes da variável $DISTANCIA_{ij}$ sejam similares, as equações são estatisticamente diferentes, sendo que a equação estimada para o ano de 1998 tem uma composição mais complexa que aquelas estimadas para os anos de 1999 e 2000, isto é, o mecanismo de definição dos valores dos fretes em 1998 obedeciam a regras bastante distintas daquelas

consideradas nos anos de 1999 e 2000, uma vez que outros fatores, como o tipo da via utilizada, eram relevantes.

Com referência às equações estimadas para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso, para todos os três anos (1998, 1999 e 2000), os coeficientes de determinação encontrados também foram altos, sendo equivalentes a 0,9008, 0,8763 e 0,9144, respectivamente, o que indica que no caso de 1998, por exemplo, as variáveis utilizadas explicam cerca de 90% das variações nos valores dos fretes observados. Com relação à variável $DISTANCIA_{ij}$, a mesma foi representativa nos três modelos, sendo que os coeficientes calculados para os três anos foram equivalentes a 0,039 (1998), 0,036 (1999) e 0,034 (2000). Isto indica que em 1999, por exemplo, os transportadores cobraram, em média, cerca de R\$ 0,036, em termos reais, por quilômetro adicional rodado, todo o resto mantido constante.

Para os três modelos (1998, 1999 e 2000) estimados para as movimentações de safra com origem no Estado de Mato Grosso, a variável $PEDAGIO_{ij}$ foi significativa e apresentou uma relação direta com a variável dependente, de forma similar a Goiás, o que indica que o valor do frete tende a ser relativamente maior quanto maior o número de pedágios na via utilizada. Para essa variável, os coeficientes encontrados nas equações geradas para o Estado de Mato Grosso foram iguais a 0,938 em 1998, 1,596 para 1999 e 1,817 para 2000.

Assim, ao se analisar o conjunto de dados especificados para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso, a variável $PEDAGIO_{ij}$ atuou de maneira distinta na safra de 1998 relativamente às safras de 1999 e 2000, sendo que o coeficiente calculado para os dois últimos anos foi maior, fenômeno que pode estar relacionado ao aumento do número das praças de pedágios nos últimos anos, conforme citado anteriormente.

Uma similaridade entre os mecanismos de formação dos valores de frete praticados nos dois Estados (GO e MT) é a relevância das variáveis que representam a distância percorrida ($DISTANCIA_{ij}$) e o número de praças de pedágios ($PEDAGIO_{ij}$). Isto se dá pelo fato de que foram as únicas variáveis representativas entre aquelas consideradas no modelo, para todos os três anos, em detrimento de outras variáveis, como as associadas à possibilidade de se obter carga de retorno nos percursos com destino aos portos e às condições das vias utilizadas, exceto para as movimentações com origem em Goiás na safra de 1998, em que a variável VIA_{ij} mostrou-se significativa.

Por outro lado, o fato de a variável $RETORNO_j$ não se mostrar significativa em nenhum dos anos para os Estados de MT e GO denota, primeiramente, que os portos não são indicados como destinos diferenciados quanto à possibilidade de se conseguir carga de retorno durante a safra. Com isto, assume-se que os transportadores que partem de Goiás e

Mato Grosso, nessa época do ano, são indiferentes quanto ao destino das movimentações que efetuam, podendo envolver os portos ou não. Esse resultado não indica necessariamente que os transportadores desconsideram a possibilidade de se obter carga de retorno na composição dos preços de frete, mas apenas que as cidades portuárias não são apontadas como possíveis pontos de obtenção dessas cargas. Pode ocorrer, talvez, que outros destinos sejam identificados por essa característica, fenômeno que não pôde ser melhor explorado pela especificação do modelo utilizado neste trabalho.

Os resultados das equações estimadas para as movimentações de soja, nos períodos de safra de 1998 a 2000, no Estado do Paraná, assim como no caso dos outros dois Estados (GO e MT), apresentaram coeficientes de determinação R^2 bastante representativos: 0,9737 (1998), 0,9824 (1999) e 0,9025 (2000), o que reitera a boa especificação dos modelos. Esses resultados mostram que para a safra de 1998 cerca de 97% das variações nos valores utilizados são explicados pelo modelo proposto, sendo que esse percentual é equivalente a 98% para a safra de 1999 e 90% para a safra de 2000. Como esperado, os coeficientes da variável $DISTANCIA_{ij}$ também foram significativos e positivos, apresentando valores iguais a 0,054 (1998), 0,054 (1999) e 0,046 (2000).

Nota-se que, diferentemente do que ocorre com as movimentações com origem nos Estados de Goiás e Mato Grosso, em que os resultados obtidos mostraram uma certa similaridade com relação às principais variáveis que influenciam a definição dos preços dos fretes, e na relação (direta ou indireta) que esses fatores têm com a variável dependente, no caso do Paraná, observaram-se algumas particularidades substanciais. Isso ocorre principalmente porque as observações utilizadas para o Estado do Paraná são essencialmente intra-estaduais, fazendo com que os transportadores desse estado sejam mais sensíveis às ocorrências que possam vir a influenciar a matriz de transporte estadual.

Diferentemente do observado nos Estados de Mato Grosso e Goiás, no caso do Paraná os coeficientes gerados para a variável VIA_{ij} nos anos de safra de 1998 e 2000 foram significativos a um nível inferior a 1%. Os coeficientes gerados para a variável VIA_{ij} nas equações estimadas para o Paraná, quando significativos (safra de 1998 e 2000), apresentaram valores positivos (seria mais razoável o sinal negativo, tal como observado em 1998 para GO), fenômeno para o qual não se encontrou justificativa plausível.

Ainda para o Estado do Paraná, de acordo com a Tabela 3, para a equação gerada para as movimentações da safra de 1998, diferentemente dos demais anos, a variável $PEDAGIO_{ij}$ aparece como significativa, sendo que o coeficiente estimado é equivalente a $-1,175$. A relação inversa dessa variável com a variável explicada pode ter por justificativa um fenômeno já abordado no presente trabalho. As rodovias no Estado do Paraná foram privatizadas

simultaneamente no final do ano de 1997, sendo que o processo de implementação de praças de pedágio nessas rodovias foi gradativo. Muitas praças foram construídas durante o ano de 1998, mas entrando em operação apenas nos últimos meses daquele ano.

Desta forma, pode-se inferir que durante a safra de 1998, representada por observações referentes aos meses de março e abril (início do ano), o mercado de frete para soja não foi afetado diretamente pela existência de pedágios.

Outra particularidade dos resultados obtidos para o Estado do Paraná é o fato de as equações que representam as safras de 1999 e 2000 apresentarem, para a variável *RETORNO*, coeficientes equivalentes a 2,847 e 3,510, respectivamente, o que indica a existência de uma relação direta entre os fretes praticados no estado nesses períodos e as cargas com destino aos portos. Lembrando que a soja com origem no Paraná dirigida à exportação tem como destino quase que exclusivo o porto de Paranaguá, tal resultado indica que os transportadores, em 1999 e 2000, tenderam a cobrar um adicional de cerca de R\$ 2,847/t (1999) e R\$ 3,510/t (2000), em termos reais, para transportar a soja para esse destino. Esse fato pode ser explicado pelo crescimento da produção de soja nos últimos anos e a canalização de boa parte da produção para o mercado externo, o que tem sobrecarregado a capacidade de embarque dos portos, especialmente do porto de Paranaguá, principal porto de embarque de grãos do Brasil.

Segundo Baumer (2001), mesmo que tenham sido investidos cerca de R\$ 13 milhões no porto de Paranaguá durante o ano de 2000, o que permitiu a ampliação em 50% da capacidade de embarque (de 6 mil t/hora em 2000 para 9 mil t/hora em 2001), as filas de espera para que os caminhoneiros possam descarregar ultrapassam 50 quilômetros durante a safra, mesmo com o porto trabalhando 24 horas por dia. Já de acordo com Stuaní (2001), as filas de caminhões no dia 10 de abril de 2001, no porto de Paranaguá, ultrapassavam 100 quilômetros, sendo que, segundo a autora, as exportações pelo porto cresceram 50% em relação ao ano anterior (também em razão da greve de Santos), o que reforça a tendência de canalização das exportações nos últimos anos e que, mesmo com investimentos, o aumento da demanda por embarques tem sido maior que os ganhos de eficiência.

Assim, é compreensível que os transportadores paranaenses tenham requerido melhores fretes para transportar a soja com destino a Paranaguá, pois a maior lentidão para efetuar o descarregamento dos grãos reduz a produtividade na atividade de transporte. De qualquer forma, a maior diversidade nas equações que representaram as movimentações nos períodos de safra sob estudo com origem no Estado do Paraná indica que os transportadores que atuam nesse estado são mais sensíveis às mudanças no ambiente em que atuam que seus colegas que movimentam soja a granel com origem nos Estados de Goiás e Mato Grosso.

3.2 Estimativas para os períodos de entressafra

A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos na estimação dos modelos relativos às movimentações de soja durante as entressafra de 1998/1999, 1999/2000 e 2000/2001, para cada um dos estados de origem estudados.

Tabela 4

Principais Resultados dos Modelos de Estimação do Valor do Frete Praticado para o Transporte Rodoviário de Soja a Granel, com Origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, nas Entressafra de 1998/1999, 1999/2000 e 2000/2001

Variável/ Estatísticas	GO 98/99	GO 99/00	GO 00/01	MT 98/99	MT 99/00	MT 00/01	PR 98/99	PR 99/00	PR 00/01
Constante	2,456 (6,746)*	2,708 (5,583)*	4,431 (13,622)*	11,067 (10,491)*	9,735 (9,863)*	4,659 (3,473)*	-6494 (-26,256)*	-1,881 (-6,690)*	2,088 (1,346)
Distância	0,046 (35,661)*	0,046 (25,817)*	0,040 (33,567)*	0,031 (29,053)*	0,031 (19,273)*	0,032 (26,950)*	0,054 (79,487)*	0,045 (102,276)*	0,044 (73,442)*
Via	-0,808 (-1,134)	-0,655 (-0,551)	0,707 (1,151)	-1,994 (-1,932)	0,330 (0,287)	2,810 (1,944)	11,355 (5,589)*	7,257 (3,709)*	-0,421 (-0,235)
Pedágio	-0,440 (-1,042)	-0,129 (-0,318)	0,416 (2,364)*	0,354 (0,846)	1,742 (3,747)*	0,963 (1,571)	-1,423 (-2,094)	-0,363 (-0,707)	0,139 (0,549)
Retorno	1,260 (0,433)	-2,018 (-0,502)	-0,950 (-0,752)	-1,408 (-0,526)	-2,866 (-1,551)	4,375 (0,919)	1,788 (0,709)	-0,058 (-0,045)	-0,492 (-0,397)
F	858,7	407,3	852,0	435,9	690,7	189,2	394,5	710,4	265,1
F ²	0,9586	0,9520	0,9687	0,9488	0,9725	0,9164	0,9887	0,9926	0,9532
<i>Durbin-Watson</i>	0,982	1,553	1,387	1,419	1,563	1,966	1,891	1,400	1,873
Nº obs.	153	87	115	99	83	74	23	22	57

* nível de significância de 1%.

Conforme mencionado, para todos os modelos especificados foram analisadas as estatísticas *Durbin-Watson* (vide penúltima linha da Tabela 4), sendo que para as equações que representaram as movimentações de entressafra no Estado de Goiás em 1998/1999 e 2000/2001, Mato Grosso em 1998/1999 e 1999/2000, e Paraná em 1999/2000, os testes apontaram para a rejeição da hipótese de existência de autocorrelação positiva de primeira ordem entre os resíduos a um nível de significância de 5%. Já para as equações de entressafra de Goiás 1999/2000 e Paraná 1999/2000, os resultados ficaram dentro da zona de indecisão, ou melhor, são inconclusivos, para o mesmo nível de significância, diferentemente dos

resultados obtidos para as equações de entressafra das cargas com origem no Estado do Mato Grosso em 2000/2001, Paraná em 1998/1999 e 2000/2001, que indicaram que não se pode rejeitar a hipótese de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, ao mesmo nível de significância.

Diferentemente dos resultados obtidos para o período de safra, a Tabela 4 mostra que as observações selecionadas para representar a entressafra apresentaram a influência de um leque menos diversificado de fatores. A maioria das equações estimadas apresentou a significância quase exclusiva da distância na composição dos valores dos fretes. Este resultado indica que, independentemente do estado de origem e do ano estudado, a brusca redução na demanda por serviços de transportes rodoviários de cargas, durante a entressafra da soja, impede que os transportadores incluam nos preços praticados a influência de outros fatores importantes na atividade que são considerados em situações menos adversas, como a existência de praças de pedágio.

Como pode ser observado na Tabela 4, as três equações que representam os períodos de entressafra para a soja movimentada com origem em Goiás apresentaram a variável $DISTANCIA_{ij}$ como representativa para todos os anos, sendo os coeficientes calculados iguais a 0,046 (1998/1999), 0,046 (1999/2000) e 0,040 (2000/2001). Já para os modelos estimados para o Estado de Mato Grosso, a variável $DISTANCIA_{ij}$ apresentou coeficientes iguais a 0,031 para 1998/1999, 0,031 para 1999/2000 e 0,032 para 2000/2001.

Vale ressaltar que os coeficientes calculados para a variável $DISTANCIA_{ij}$, nos períodos de safra para as movimentações originadas em Goiás, foram menores que os mesmos coeficientes calculados nas entressafras do mesmo ano, ou seja, os coeficientes da variável $DISTANCIA_{ij}$ para a safra de 1998 e 1999 foram iguais a 0,040, e para 2000, 0,035, enquanto que nas entressafras de 1998/1999 e 1999/2000 os coeficientes calculados foram iguais a 0,046, e 0,040 na entressafra de 2000/2001.

Enfim, o que se observa é que a sazonalidade da demanda por serviços de transportes rodoviários de grãos teve uma influência direta sobre a composição de variáveis na definição dos preços dos fretes praticados, o que pode ser observado com a análise do comportamento da variável $PEDAGIO_{ij}$, por exemplo. Diferentemente do que ocorreu para os modelos especificados para o período de safra, durante a entressafra a variável $PEDAGIO_{ij}$ foi significativa apenas para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso no período de 1999/2000, e com origem em Goiás, na entressafra de 2000/2001.

Para as cargas originadas do Paraná, é interessante observar o comportamento da variável $DISTANCIA_{ij}$ ao longo do tempo. Para este Estado, os coeficientes estimados para essa

variável nas safras de 1998 e 1999 e para a entressafra de 1998/1999 foram iguais a 0,054, o que indica que, durante metade do período sob estudo, para cada quilômetro de percurso com origem no Paraná foi adicionado, em média, R\$ 0,054 ao frete, em termos reais, todo o resto mantido constante. Por outro lado, a partir da entressafra de 1999, os coeficientes estimados para essa variável foram 0,045 para a entressafra de 1999/2000, 0,046 para a safra de 2000 e 0,044 para a entressafra de 2000/2001, sinalizando uma mudança no comportamento do preço do frete, de forma que a partir da entressafra de 1999/2000 a distância percorrida passou a contribuir menos, em termos reais, na composição dos valores dos fretes rodoviários de soja com origem no Paraná.

Por fim, as equações que representam as entressafras de 1998/1999 e 1999/2000 no Paraná indicaram como representativos, a um nível de significância de 1%, os coeficientes calculados para a variável VIA_{ij} , 11,355 e 7,257, respectivamente, o que reconfirma o comportamento encontrado para as equações que representaram os períodos de safra nos anos de 1998 e 2000 para esse mesmo estado.

4 Conclusões

O presente artigo procurou identificar a influência de certos fatores na composição dos valores dos fretes praticados para transporte de cargas agrícolas no Brasil, com foco na soja em grãos.

A revisão bibliográfica mostrou que fatores como distância percorrida, possibilidade de obtenção de carga de retorno, sazonalidade da demanda por transporte, especificidade da carga transportada e do veículo utilizado, vias utilizadas, pedágios e fiscalização, aspectos geográficos (preferência por determinados percursos), prazo de entrega, tempo de carga e descarga, perdas e avarias podem influenciar nessa composição. A literatura consultada indicou que vários autores têm estudado o assunto, utilizando-se principalmente de abordagens econométricas.

Valendo-se de um modelo de regressão linear múltipla, estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários, procurou-se identificar a influência de alguns desses fatores para a composição dos fretes rodoviários de soja a granel com origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, entre 1998 e 2001.

Os resultados obtidos indicam que, para os conjuntos de dados utilizados, referentes ao transporte de soja a granel com origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, durante as safras de 1998 a 2000 e as entressafras de 1998/1999 a 2000/2001, a distância

percorrida foi um fator fundamental para a composição dos preços dos fretes praticados, independentemente do período e origem das cargas. Porém o valor do frete nesses percursos, em alguns momentos, em maior ou menor grau, foi influenciado por fatores secundários, tais como: a existência de praças de pedágios em algumas rodovias, o tempo de descarregamento nos portos, sazonalidade da demanda por transporte e as condições das vias utilizadas. Fatores como a especificidade da carga transportada e do veículo utilizado, perdas e avarias, entre outros, não puderam ser avaliados. A influência da sazonalidade da demanda por serviços de transporte de soja a granel ficou evidente nas diferenças das especificações das equações propostas para os períodos de safra e as equações propostas para os períodos de entressafra.

No caso das cargas com origem em Goiás, por exemplo, a condição das rodovias parece ter sido um diferencial durante a safra de 1998, o que sinaliza que os transportadores estão atentos às diferenças de custos operacionais decorrentes do tráfego em vias com estados de conservação diferentes. Talvez em razão do aumento das praças de pedágios após 1998, devido às concessões de rodovias brasileiras, essa preferência não foi expressa nas safras subseqüentes, diferentemente do próprio pedágio que, no caso de Goiás, cresceu de importância na determinação dos valores dos fretes, bem como no Estado de Mato Grosso, nas observações referentes às safras de 1998 a 2000, e no Estado do Paraná, na safra de 1998.

Outra importante conclusão é que mesmo que as variáveis relevantes nos modelos especificados sejam muitas vezes similares, a atividade de transporte é bastante regionalizada, sendo que existem diferenças qualitativas entre os mercados de transportes de Goiás, Mato Grosso e Paraná, o que justifica a realização de estudos individualizados para cada um desses mercados.

Os resultados pouco esclarecedores obtidos a partir das equações estimadas para as cargas com origem no Paraná indicam não somente a existência de mecanismos de formação de preços de fretes distintos quando comparados aos Estados de Goiás e Mato Grosso, mas também ressalta a necessidade da utilização de tratamentos estatísticos distintos para cada caso.

As diferentes interações entre demanda e oferta de serviços de transportes para graneis sólidos agrícolas, ao longo do tempo, parecem contribuir também para que alguns fatores tenham pesos diferentes na composição dos fretes em cada período, o que demonstra que a própria economia define a relevância direta desses fatores sobre os fretes praticados, justificando também que esses efeitos sejam tratados diferentemente ano a ano.

O artigo também revelou que os portos, principalmente o de Paranaguá, não foram identificados como possíveis pontos de obtenção de cargas de retorno, mas sim como destinos preteridos em virtude da morosidade no descarregamento de grãos, o que foi captado pela equação estimada para as movimentações de soja com origem no Estado do Paraná na safra de 2000. Esse resultado traz à tona mais uma faceta do chamado Custo Brasil, ao onerar os produtos nacionais com destino à exportação por causa das deficiências da matriz de transportes do País, tornando os produtos brasileiros menos competitivos no mercado internacional.

Destaca-se, também, que nos períodos de entressafra a distância percorrida foi apontada como o principal determinante nos preços dos fretes, sendo que, de modo geral, outros fatores parecem ter sido relevados. Isto demonstra que a necessidade da manutenção de uma frota de caminhões suficiente para o escoamento da produção, durante a safra, parece contribuir para que haja uma capacidade ociosa durante a entressafra de grãos, o que implica impacto direto na composição dos preços dos fretes.

Portanto, o transporte rodoviário de soja a granel no Brasil vem sendo influenciado por diferentes fatores entre 1998 e 2001, tais como a existência de praças de pedágio, condições de tráfego das rodovias utilizadas e morosidade de descargas nos portos, bem como a própria distância percorrida, sendo que a dinâmica da economia é decisiva para a definição da influência desses fatores sobre os preços dos fretes. Conclui-se, assim, que esses fatores podem acarretar impactos reais sobre a lucratividade da atividade, sendo que o acirramento da concorrência em meses de demanda escassa pode impedir que esses efeitos sejam repassados integralmente aos custos, tornando os lucros dos transportadores também sazonais.

O trabalho apresentado não pretende esgotar a discussão sobre o tema, mas apenas destacar sua importância para um melhor entendimento da atividade de transporte de cargas agrícolas no Brasil, por meio de uma abordagem ainda não exaustivamente explorada em trabalhos científicos similares no Brasil. Assim, trabalhos que venham discutir a influência desses e de outros fatores sobre os fretes praticados nos diversos segmentos agropecuários, bem como aprofundar as questões levantadas neste trabalho, tais como o custo de transporte rodoviário associado à morosidade dos serviços portuários, a influência da privatização das rodovias sobre os fretes praticados, ou questões associadas à subutilização da frota brasileira dessa categoria de caminhões durante a entressafra de soja, entre outros, deverão contribuir sobremaneira para uma melhor gestão do setor de transportes de cargas no Brasil.

Referências bibliográficas

- Allen, B.; Liu, D. Service quality and motor carrier costs: an empirical analysis. *The Review of Economics and Statistics*, v. 77, n. 3, p. 499-509, Aug. 1995.
- Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias. *Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias*. Disponível em: <http://www.abcr.org.br> (24/11/00).
- Baumer, J. Gargalos dificultam escoamento da safra recorde. *O Estado de São Paulo*. Economia Últimas Notícias, São Paulo, 14 abr. 2001.
- Beilock, R.; Boneva, P.; Jotova, G.; Kostadinova, K.; Vassileva, D. Road conditions, border crossing and freight rates in Europe and Western Asia. *Transportation Quarterly*, v. 50, n. 1, p. 79-90, Winter 1996.
- Beilock, R.; Garrod, P.; Miklius, W. Freight charge variations in truck transportation markets: price discrimination or competitive pricing? *American Agricultural Economics Association*, v. 68, n. 2, p. 226-236, May 1986.
- Binkley, J. K.; Harrer, B. Major determinants of ocean freight rates for grains: an econometric analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 63, n. 1, p. 47-57, Feb. 1981.
- Byington, R.; Olin, G. An econometric analysis of freight rate disparities in US liner trades. *Applied Economics*, v. 15, n. 3, p. 403-407, 1983.
- Companhia Nacional de Abastecimento. *Exportações do setor agropecuário brasileiro*. Disponível em: <http://www.conab.gov.br> (10/05/2002).
- Confederação Nacional da Agricultura. *PIB da agricultura cresce 5,12% em 2002*. Disponível em: <http://www.cna.org.br> (31/07/2002).
- Confederação Nacional do Transporte. *Pesquisa rodoviária CNT 2000*. Disponível em: <http://www.cnt.org.br> (10/10/2000).
- Empresa Brasileira de Planejamento e Transportes. *Corredores estratégicos de desenvolvimento*. Disponível em: http://www.geipot.gov.br/estudos_realizados/soja (02/06/2002).
- E-Views. *Programa E-Views versão 3.0*: programa automatizado para elaboração dos procedimentos econométricos (software). Quantitative Micro Software, 1998.

- Fulton, M.; Harrington, D. H.; Reinsel, R. D. Trade, transportation, commodity and marketing policies: Canada - U.S. comparison. *Canadian Journal of Agricultural Economics, Farms, Farms Families, and Farming Communities*. n. especial, p. 195-207, 1995.
- Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Sistema IBGE de Recuperação Automática*. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br> (05/05/2002).
- Garrido, R. A. Spatial interaction between the truck flows through the Mexico-Texas border. *Transportation Research Parte A: policy and practice*, v. 34, iss. 1, p. 23-33, Jan. 1998.
- Garrido, R. A.; Mahmassani, H. S. Forecasting freight transportation demand with the space-time multimodal probit model. *Transportation Research Part B: methodological*, v. 34, n. 5, p. 403-418, June 2000.
- GFMI Software. *Programa Infoguia*: programa automatizado para gerenciamento de viagens (software). Ribeirão Preto: GFMI Software, 1998.
- Gwilliam, K. M. La economía del transporte y el desarrollo. In: Rus, G.; Nash, C. (coords.), *Desarrollos recientes em economia del transporte*. Madri: Civitas, 1998. cap. 8, p. 393-473.
- Hauser, R.J. Competitive forces in the U.S. inland grain transportation industry: a regional perspective. *Logistics and Transportation Review*, v. 22, n. 2, p. 158-183, June 1986.
- Hsu, J. L.; Goodwin, B. K. Dynamic relationships in the market for ocean grain freighting service. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, v. 43, n. 2, p. 271-284, Jul. 1995.
- Kerkvliet, J.; McMullen, B. S. The impact of unionization on motor carrier costs. *Economic Inquiry*, v. 25, n. 2, p. 271-284, Apr. 1997.
- Kerr, J. D. Least square analysis of freight-rate anomalies. *Australian Journal of Statistics*, v. 14, n. 1, p. 63-67, 1972.
- Miklius, W.; Casavant, K. L., Garrod, P. V. Estimation of demand for transportation of agricultural commodities. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 58, n. 2, p. 217-223, May 1976.
- Miljkovic, D.; Price, G. K.; Hauser, R. J.; Algozin, K. A. The barge and rail freight market for export-bound grain moviment from midwest to Mexican Golf: an econometric analysis. *Transportation Research: Part E*, v. 36, n. 2, p. 127-137, June 2000.
- Omamo, S. W. Transport costs and smallholder cropping choices: an application to Siaya District, Kenya. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 80, n. 1, p. 116-123, Feb. 1998.

Prentice, B. E.; Benell, D. Determinants of empty returns by U.S. refrigerated trucks: conjoint analysis approach. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, v. 40, n. 1, p. 109-127, Mar. 1992.

Stuani, R. Operação deve reduzir filas em Paranaguá. *O Estado de São Paulo*. Economia: Últimas Notícias. São Paulo, 10 abr. 2001.

Sistema de Informações de Fretes. Fretes Rodoviários. Disponível em: <http://sifreca.esalq.usp.br> (30/01/2002).

Thompson, H. L. Freight rate equations. *Industrial and Engineering Chemistry*, v. 52, n. 11, p. 40A-44A, Nov. 1960.

Veenstra, A. W.; Franses, P. H. A co-integration approach to forecasting freight rates in the dry bulk shipping sector. *Transportation Research - Part A: policy and practice*, v. 31, n. 6, p. 447-458, Nov. 1997.

Woudsma, C. Nafta and Canada-US cross-border freight transportation. *Journal of Transport Geography*, v. 7, n. 2, p. 105-119, June 1999.

A dinâmica urbana das regiões metropolitanas brasileiras*

Mauro Borges Lemos[§]

Sueli Moro[§]

Elenice Biazi[§]

Marco Crocco[§]

RESUMO

O objetivo deste artigo é analisar o padrão de crescimento das regiões metropolitanas brasileiras com base nos fatores aglomerativos e desaglomerativos urbanos que possibilitam analisar as fragilidades e vantagens destes centros urbanos nodais na estruturação do sistema de cidades da rede urbana do País. O trabalho está organizado em quatro seções, além da introdução e da conclusão. A primeira seção discute os aspectos teóricos de sustentação deste estudo no que se refere ao tratamento da dinâmica urbana a partir dos fatores aglomerativos e desaglomerativos. A segunda seção analisa a evolução recente da desenvolvimento desigual das regiões metropolitanas brasileiras. A terceira seção apresenta o método de análise multivariada de tratamento dos dados a partir dos indicadores construídos com base nas variáveis do modelo de renda fundiária urbana da primeira seção. Os resultados são discutidos na quarta seção em que propomos uma tipologia de agrupamento das RMs brasileiras. As conclusões sugerem algumas diretrizes de políticas públicas visando a um desenvolvimento urbano mais equilibrado dessas regiões e menos desigual no contexto macroespacial brasileiro.

Palavras-chave: regiões metropolitanas, aglomerações urbanas, vantagens comparativas urbanas, análise multivariada, análise de *cluster*.

ABSTRACT

This article aims to analyse the comparative performance of the metropolitan areas in Brazil. Its focus is on the urban agglomeration and disagglomeration factors underling their performance. Initially, we present the theoretical and methodological background of our motivation for further definition of the relevant variable for the analysis. The next step shows the stylised facts of the recent development of these metropolitan areas. In the third section we present the database and the techniques of multivariate analysis that will be used to analysed the coefficients created as proxies of the variables from the urban rent model developed in the first section. In the fourth section we estimate the basic agglomeration and disagglomeration factors based on PNADs database and the results show some important features regarding the comparative advantages and bottlenecks of these urban areas. The concluding remarks highlight some public policies directed to enhance their attraction capacity of new activities and to overcome economic and social dualism in these Brazilian metropolitan areas.

Key words: urban agglomerations, agglomeration economies, metropolitan areas, multivariate analysis, cluster analysis, Brazil.

JEL classification: O18, R10 e R58.

* Este trabalho é parte da pesquisa **Dinâmica Demográfica, Desenvolvimento Regional e Políticas Públicas**, financiada pelo PRONEX, consórcio CNPQ/Capes/Finep, na área de economia regional do CEDEPLAR.

§ Professores e Pesquisadores do CEDEPLAR – UFMG. E-mail: mbl@cedeplar.ufmg.br.

Assistentes de Pesquisa da Equipe Economia Regional/CEDEPLAR: Rodrigo Fortini Boschi (Pesquisador), Rangel Galinari e Bruno Campos (Bolsistas do CNPq).

Recebido em outubro de 2001. Aceito em outubro de 2002.

1 Introdução

O papel estruturante das atividades urbanas no desenvolvimento das relações de troca no espaço tem sido o elemento de continuidade e convergência da literatura sobre a dinâmica urbana e regional. O objetivo deste artigo é analisar o padrão de crescimento das regiões metropolitanas brasileiras com base nos fatores aglomerativos e desaglomerativos urbanos, que possibilitam analisar as fragilidades e vantagens destes centros urbanos nodais na estruturação do sistema de cidades da rede urbana do País. Em grande medida, o presente trabalho representa uma linha de continuidade teórica e metodológica de trabalho recente sobre as regiões metropolitanas da região Nordeste. (Lemos e Ferreira, 2001)

A justificativa para a escolha destas áreas urbanas como os pontos nodais da rede urbana brasileira deve-se ao fato de terem sido identificadas como os macropólos do espaço regional para o conjunto do território nacional, conforme os resultados da recente regionalização realizada pelo CEDEPLAR. (Lemos *et al.*, 2000) Neste estudo, as regiões metropolitanas de São Paulo e Rio de Janeiro são classificadas como macropólos nacionais ou primazes, enquanto as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Curitiba, Porto Alegre, Brasília/Goiânia, Salvador, Recife, Fortaleza, Belém e Manaus são consideradas macropólos regionais de nove subsistemas urbanos do País. O Centro-Oeste foi identificado como sendo um espaço regional multipolarizado por Brasília e Goiânia. O núcleo urbano de Manaus, por sua vez, foi classificado como um macropólo regional por polarizar um subsistema urbano próprio, mesmo estando bem abaixo, na hierarquia urbana, relativamente aos demais macropólos. Para efeito do presente trabalho excluiremos Manaus e Goiânia pela falta de cobertura da Pesquisa por Amostra de Domicílios - PNAD, a base de dados a ser utilizada. Os dez núcleos urbanos a serem contemplados coincidem com a definição oficial de regiões metropolitanas (RMs) brasileiras, em que pesem os problemas de delimitação geográfica da área e escolha de municípios de cada RM a partir da delegação constitucional de responsabilidade desta delimitação para as unidades da Federação em 1988.

Esta caracterização das RMs como núcleos urbanos estruturantes do espaço regional brasileiro converge com a realizada pelo trabalho IPEA/IBGE/NESUR (1999), que de forma exaustiva analisa o perfil e as transformações da rede urbana do Brasil. A referência metodológica e empírica para este trabalho sobre hierarquia urbana foi desenvolvida no início dos anos noventa pelo Departamento de Geografia do IBGE - DEGEO, principalmente a partir dos estudos denominados *Rede de influência das cidades (1993)*, *Agglomerações urbanas para fins estatístico* e *Tipologia dos municípios brasileiros*. Certamente, esta linha de investigação contribuiu significativamente para a pesquisa que sustenta o nosso trabalho de regionalização, com importantes similaridades no que diz respeito aos aspectos metodológicos e de resultados empíricos encontrados.

O presente trabalho está organizado em quatro seções, além da introdução e da conclusão. A primeira seção discute os aspectos teóricos de sustentação deste estudo no que se refere ao tratamento da dinâmica urbana a partir dos fatores aglomerativos e desaglomerativos. A segunda seção analisa a evolução recente do desenvolvimento desigual das regiões metropolitanas brasileiras. A seção 3 apresenta o método de análise multivariada de tratamento dos dados a partir dos indicadores construídos com base nas variáveis do modelo de renda fundiária urbana da primeira seção. Os resultados são discutidos na quarta seção, em que propomos uma tipologia de agrupamento das RMs brasileiras. As conclusões sugerem algumas diretrizes de políticas públicas visando a um desenvolvimento urbano mais equilibrado dessas regiões e menos desigual no contexto macroespacial brasileiro.

2 Aspectos teóricos da dinâmica urbana

O tratamento da dinâmica urbana a partir dos fatores aglomerativos e desaglomerativos possui uma grande tradição em economia regional, especialmente a partir dos trabalhos clássicos de von Thünen (1826), que analisa o fenômeno da desaglomeração das atividades econômicas a partir de um centro urbano qualquer, e de Lösch (1954), que explica a própria constituição de um centro urbano em função das vantagens econômicas de aglomeração das atividades no espaço.

O modelo de determinação da renda fundiária de von Thünen será usado neste trabalho como a referência teórica básica para explicar o processo de estruturação do espaço urbano. Como veremos adiante, sua adaptação permite incorporar simultaneamente os fatores aglomerativos e desaglomerativos da dinâmica urbana.

A organização das atividades econômicas na forma de anéis concêntricos no entorno de um determinado do núcleo urbano é explicada por von Thünen como resultado da constituição da renda fundiária à medida que se estabelece uma competição das atividades econômicas em termos de sua localização mais próxima possível do mercado, definido como o núcleo ou centro urbano.¹ A alocação das atividades econômicas no entorno desse lugar central vai ocorrer para que os custos combinados de produção e transporte de uma dada oferta de bens sejam minimizados. (Fujita *et al.*, 1999, p. 16) A competição entre os produtores especializados para se localizarem próximos ao lugar de realização das vendas estabelece um gradiente de renda fundiária na proporção inversa da distância deste núcleo urbano. Supõe-se

1 O modelo original de Von Thünen, que explica a distribuição das atividades agrícolas no entorno de uma cidade, foi adaptado por Alonso (1964) para explicar a distribuição das atividades urbanas no entorno do lugar central.

que as atividades possuem taxas diferenciadas de lucro e custos unitários de transporte relativamente maiores para aquelas mais lucrativas. Existe, por sua vez, um *trade-off* entre distância e renda fundiária. A lógica alocativa é de que as atividades mais lucrativas e com maior custo unitário de transporte se localizam em anéis mais próximos do centro, enquanto que aquelas menos lucrativas se deslocam para anéis mais distantes. A competição por melhor localização leva à captura do lucro diferencial pelos proprietários de solo na forma de renda fundiária, que no caso de atividades desenvolvidas nas cidades tal renda é tipicamente urbana. Esta forma específica de apropriação do sobrelucro sintetiza os custos diferenciais intra-urbanos decorrentes do aspecto puramente locacional, abstraindo as diferenças de qualidade do solo urbano e de preços hedônicos dos bens. É claro que uma vez relaxada esta suposição abstrata o valor diferencial da renda urbana tende a aumentar, sem contudo contrariar a lei fundamental de sua determinação graças à sua proximidade ao lugar central de consumo dos bens.

O modelo **thuniano** pode ser expresso na forma proposta por Leme (1982) e posteriormente adaptada por Lemos e Diniz (2000) e Lemos e Crocco (2000), conforme a equação (1):

$$r = (P_{\phi} - P) - bq_{\epsilon}x \quad (1)$$

onde:

r = renda fundiária urbana por unidade de área;

P_{ϕ} = preço de mercado praticado neste centro urbano;

P = preço de produção definido pelos custos diretos de produção;

b = tarifa de transporte por unidade de produto e de distância;

q_{ϵ} = produção física bruta por unidade de área;

x = distância de um ponto de localização qualquer em relação ao núcleo do centro urbano.

Por sua vez, temos que:

$$q = \frac{q_{\epsilon}}{i} \quad \therefore q_{\epsilon} = qi \quad (2)$$

onde:

q = produção física líquida por unidade de área;

i = taxa de desconto do custo urbano de infra-estrutura da produção física por unidade de área.

Assim, substituindo (2) em (1) temos:

$$r = (P_{\phi} - P) - bqix \quad (3)$$

É importante observar que a equação (3) supõe a integral incorporação do lucro diferencial ou sobrelucro na forma de renda da terra. O custo de transportes e acessibilidade por unidade de área, $bqix$, depende da tarifa de transportes (b), da quantidade produzida (q), do custo de infra-estrutura urbana (i) e da distância (x).

Se X é o raio máximo do centro urbano, onde $r = 0$, então:

$$P_{\phi} = P + bqiX \quad (4)$$

Substituindo a equação (4) em (3), obtém-se:

$$r = bqi(X - x) \quad (5)$$

Considerando que $R = \sum_{i=1}^n r_i$, sua expressão resulta na integral da equação (5) multiplicada pelo comprimento do círculo de raio x , supondo que os acréscimos de distância das atividades em relação ao centro são infinitesimais. Assim, temos que:

$$R = \int bqi(X - x) 2\pi dx \quad (6)$$

O desenvolvimento da equação (6) resulta em:

$$R = \frac{\pi bqiX^3}{3} \quad (7)$$

Como propõem Lemos e Crocco (2000, p. 3), podemos expressar o produto agregado (Y) por unidade de área urbana como função da produção física por unidade de área e da área urbana total. Assim:

$$Y = q\pi X^2 \lambda \quad (8)$$

onde:

Y = produto agregado por unidade de área;

πX^2 = área urbana total;

λ = constante monetária.

Colocando q em evidência temos:

$$q = \frac{Y}{\pi X^2 \lambda} \quad (9)$$

Substituindo (9) em (7), temos:

$$R = \frac{b\pi i Y X^3}{3\pi X^2 \lambda} = \frac{bi Y X}{3\lambda} \quad (10)$$

A equação (10) mostra que a renda fundiária agregada de uma cidade varia de acordo com o tamanho da aglomeração urbana, que é expresso em termos da tarifa unitária de transportes (b), do custo de infra-estrutura urbana (i), do nível do produto (Y) e da distância máxima das atividades econômicas em relação ao centro da aglomeração (X). A renda fundiária agregada (R) expressa, portanto, o custo do crescimento das cidades, constituindo a síntese dos fatores desaglomerativos urbanos.

Pode-se melhor observar o crescimento de R por meio do desdobramento da equação (10), resultando em variáveis que incorporem explicitamente a população residente. Assim, mediante a manipulação desta equação no seu lado direito por meio da divisão e multiplicação da população residente (N) e da área total urbana (πX^2), e estabelecendo a relação de (N) com a força de trabalho ocupada (L), obtém-se:

$$R = \frac{biy\mu\eta\pi X^3}{3\lambda} \quad (11)$$

onde:

$y = Y/L$ (produtividade média do trabalho);

$\mu = L/N$ (taxa de participação da força de trabalho);

$\eta = N/\pi X^2$ (densidade demográfica).

Reescrevendo a equação (11) em forma logarítmica, temos:

$$\ln R = \ln b + \ln i + \ln y + \ln \mu + \ln \eta + \ln \frac{\pi}{3\lambda} + \ln X^3 \quad (12)$$

A dinamização da equação (12) pode ser obtida por meio de sua diferenciação em tempo discreto:

$$\dot{R} = \dot{b} + \dot{i} + \dot{y} + \dot{\mu} + \dot{\eta} + 3\dot{X} \quad (13)$$

A equação (13) representa a taxa de crescimento da renda fundiária urbana e economicamente possui um duplo significado de R na dinâmica urbana em termos de fatores aglomerativos e desaglomerativos. De um lado, o seu crescimento via fatores aglomerativos se dá pela expansão da produtividade urbana, a qual é expressa pela taxa de crescimento da produtividade do trabalho (y) e pela taxa de participação na força de trabalho da população residente (μ). Como a variação positiva destes fatores reduz os custos unitários de um determinado centro urbano, e desta forma atrai novas atividades para este centro, é possível sustentar o crescimento da renda no tempo. Assim, o crescimento de R reflete uma maior eficiência das atividades econômicas nesta localidade, que possibilita o crescimento do lucro diferencial urbano. Desse modo, o crescimento de R depende do crescimento dos fatores aglomerativos urbanos, que indicam a existência de economias externas de aglomeração como síntese das forças de atração de novas atividades para esse espaço urbano.

Por outro lado, o crescimento de R por meio dos fatores desaglomerativos resulta na maior verticalização urbana, que é dada pela taxa de crescimento da densidade demográfica (η), no crescimento dos custos de acessibilidade (b e X) e nos custos urbanos da infra-estrutura deficiente (i). Tendo em vista que o crescimento de R neste caso decorre do aumento de ineficiências oriundas da maior escala da aglomeração urbana e dos maiores custos unitários urbanos daí resultantes, vislumbra-se sua não-sustentabilidade no tempo. Estas variáveis funcionam, portanto, como forças de repulsão das atividades já estabelecidas e de novas atividades, as quais outras localidades também estão competindo para sua atração.

Se vislumbrarmos um sistema de cidades em competição aberta para atrair novas atividades e submetidas a duas forças opostas, de atração e repulsão, devemos relaxar a suposição simplificadora do modelo monocentrismo **thuniano**, ou seja, de um conjunto de atividades econômicas no entorno de um único centro urbano. Assim, um modelo teórico policêntrico seria constituído por um sistema de cidades que, em termos formais, poderia ser expresso por

meio da transformação da equação (13) em um conjunto de n equações simultâneas, onde n representaria o número de cidades ou centros urbanos. Os fatores aglomerativos e desaglomerativos seriam interpretados neste sistema policêntrico como **relativos** em termos de competição entre cidades, sintetizando **vantagens comparativas urbanas**.²

O **sistema** de cidades implica a introdução de um precioso elemento na análise, o de hierarquia urbana, presente na argumentação teórica de dois atores considerados clássicos em economia regional, Christaller (1933) e Lösch (1954). A hierarquia urbana possui um gradiente que começa, em seu vértice, pelas aglomerações maiores com atividades muito restritivas em termos de escala, representando os lugares centrais de **ordem superior**; em seguida, na escala hierárquica, passa-se pelas aglomerações médias menos diversificadas, mas com algum tipo de atividade exportadora, chegando às pequenas cidades produtoras de bens estritamente residenciais, com baixo ou nenhum nível de transportabilidade (bens de consumo imediato, como padarias e serviços médicos). As restrições mais gerais de custos de transportes explicam a emergência de vários sistemas hexagonais de cidades, com suas respectivas áreas de mercado para cada tipo de bem, mais ou menos interconectadas pelos fluxos das bases **exportadoras inter-regionais**.

As áreas metropolitanas brasileiras compõem, nesta perspectiva, os lugares centrais de ordem superior do sistema ou rede urbana do País: as RMs de São Paulo e Rio de Janeiro constituem lugares centrais primazes em nível nacional e, crescentemente, em nível sub-hemisférico, enquanto as demais RMs polarizam subsistemas urbanos regionais. Como afirma Tolosa (1999, p. 92), à medida que a globalização vem transformando São Paulo, e em menor medida o Rio de Janeiro, em cidades mundiais, suas funções são transformadas como centro de serviços na nova divisão internacional do trabalho, com replicações para a importância relativa das metrópoles regionais brasileiras, especialmente na produção de alguns serviços e bens industriais mais sofisticados.

Para os nossos interesses imediatos importa entender como a dinâmica urbana no contexto de um sistema de cidades implica a existência de economias externas de aglomeração urbana que resultam em uma diversidade de tamanho de cidades. Neste caso, a maior contribuição na literatura encontra-se no trabalho de Henderson (1974), a partir do argumento de que as economias externas tendem a ser uma especificidade de atividades produtivas específicas, enquanto as deseconomias dependem do tamanho da cidade como um todo, independente do que ela produz. De acordo com esse autor, a explicação para diferentes tamanhos de cidades

2 Uma modelagem econométrica de solução deste sistema de interações foi desenvolvida e constitui objeto de um outro trabalho dos autores.

em um sistema urbano deve-se ao papel de cada uma na produção de bens e serviços. À medida que as economias externas de escala são específicas a atividades particulares, cada cidade tende a especializar-se em poucas atividades que requerem, por sua vez, escalas mínimas eficientes e diferenciadas de tamanho das cidades. Sob essa perspectiva, não se justifica que uma cidade têxtil tenha uma dimensão além do necessário para abarcar um determinado número de plantas de fiação e tecelagem; do mesmo modo, uma cidade com a função de centro financeiro deve ser grande o suficiente para absorver o conjunto das operações bancárias locais, regionais e nacionais. (Fujita *et al.*, 1999, p. 20)³

O modelo de determinação da renda fundiária proposto inclui, explicitamente, fatores desaglomerativos relacionados às deseconomias externas (renda fundiária, densidade populacional, custos unitários intra-urbanos e extensão geográfica urbana) e fatores aglomerativos (produtividade do trabalho e na taxa de participação da força de trabalho), que expressam indiretamente as economias internas e as economias externas de escala das atividades de uma aglomeração urbana. Com base nestes fatores será feita a análise das vantagens e desvantagens comparativas dos subsistemas urbanos polarizados pelas metrópoles brasileiras. Antes das seções de métodos e resultados de estimação destes fatores, apresentaremos alguns indicadores que sintetizam a evolução recente destas regiões metropolitanas.

3 A dinâmica diferenciada das regiões metropolitanas

Uma característica comum das regiões metropolitanas brasileiras é o tamanho absoluto destas aglomerações urbanas, consideradas de grande porte tomando qualquer parâmetro internacional de comparação. Além de São Paulo e Rio de Janeiro, com mais de 10 milhões de habitantes, a Tabela 1 mostra que a grande maioria encontra-se no intervalo de 2 a 4 milhões, e mesmo a menor RM, Belém, possuía em 2000 uma população acima de 1,5 milhões de habitantes. Em conjunto, as RMs representam cerca de 30% da população brasileira. Com base nos censos de 1970, 1980, 1991 e 2000, esta participação foi crescente ao longo das décadas de setenta e oitenta, ao passo que os anos noventa parecem indicar uma reversão ou pelo menos estabilização deste processo. A importância deste fato não está na magnitude desta reversão - pequena ainda -, mas no fato de que pela primeira vez, desde o início do processo de industrialização brasileiro, parece estar ocorrendo uma reversão da concentração da

3 A questão central de Henderson sobre a relação economias externas e especialização produtiva das cidades está fora do escopo do presente trabalho. Dada a sua relevância, esta questão será parte da continuidade da pesquisa, sendo que a classificação setorial da PNAD permite seu tratamento empírico.

população urbana em favor, principalmente, de cidades de médio porte. (Andrade e Serra, 2001) Como veremos adiante, este fenômeno de reversão da concentração pode favorecer uma menor pressão por infra-estrutura e equipamentos urbanos, de forma a estancar a elevação do custo urbano destas aglomerações. Se confirmada esta tendência, estariam abertas novas possibilidades de políticas públicas de planejamento urbano visando a um crescimento metropolitano mais ordenado e equilibrado, mesmo que a maioria das RMs continue a crescer acima da taxa média de crescimento vegetativo da população do País (em torno de 2%).

Tabela 1
Evolução da População por Regiões Metropolitanas (1970-2000)

RM	1970		1980		1991			2000		ρ 1970-2000		
	Pop	%	Pop	%	ρ	Pop	%	ρ	Pop		%	
São Paulo	8.139.730	8,74	12.588.725	10,58	4,81	15.444.941	10,52	1,93	17.178.071	10,13	1,22	2,52
Rio de Janeiro	6.891.521	7,40	8.772.265	7,37	2,55	9.814.574	6,68	1,04	10.104.704	5,96	0,33	1,28
Belo Horizonte	1.719.615	1,85	2.676.328	2,25	4,89	3.515.537	2,39	2,61	4.249.698	2,51	2,24	3,06
Porto Alegre	1.590.798	1,71	2.307.586	1,94	4,05	3.029.073	2,06	2,60	3.495.119	2,06	1,66	2,66
Curitiba	875.269	0,94	1.497.308	1,26	6,04	2.061.531	1,40	3,08	2.451.178	1,45	2,03	3,49
Salvador	1.147.821	1,23	1.766.582	1,48	4,75	2.496.521	1,70	3,35	3.018.326	1,78	2,24	3,28
Recife	1.790.934	1,92	2.386.461	2,01	3,07	2.919.979	1,99	1,91	3.316.451	1,96	1,47	2,08
Fortaleza	1.091.117	1,17	1.651.772	1,39	4,55	2.401.878	1,64	3,64	2.782.467	1,64	1,71	3,17
Belém	669.768	0,72	1.021.486	0,86	4,64	1.401.305	0,95	3,05	1.672.808	0,99	2,08	3,10
Brasília	537.492	0,58	1.176.908	0,99	9,24	1.601.094	1,09	2,96	2.043.169	1,21	2,92	4,55
Média RMs	2.445.407	2,63	3.584.542	3,01	4,17	4.468.643	3,04	2,09	5.031.199	2,97	1,37	2,43
BRASIL	93.139.037	100,00	119.002.706	100,00	2,60	146.825.475	100,00	1,99	169.544.443	100,00	1,67	2,02

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos 1970, 1980, 1991, 2000.

r = Taxa de Crescimento Médio Anual.

Este fenômeno, embora generalizado, se manifesta de forma bem diferenciada entre as RMs. Se, por um lado, a tendência a um gradual arrefecimento do crescimento populacional da RM paulista parece se confirmar com os dados censitários de 2000, por outro, algumas RMs mantêm taxas acima da média brasileira, mesmo que decrescentes, como são os casos de Belo Horizonte, Curitiba, Salvador, Fortaleza, Belém e Brasília. Na verdade, este elevado crescimento populacional reflete o maior dinamismo econômico destas áreas metropolitanas nestes últimos 30 anos, que assim continuam a atrair um significativo contingente de imigrantes principalmente de áreas deprimidas do interior das respectivas unidades da Federação.

Os dados da Tabela 2 revelam que no período 1975/96 estas 6 RMs apresentam uma taxa de crescimento do produto acima da média das RMs. Em contraste, as demais RMs tiveram um crescimento abaixo da média nacional, especialmente Rio de Janeiro, Porto Alegre e Recife. Estas taxas diferenciadas de crescimento resultaram em mudanças das posições relativas destas metrópoles no desenvolvimento intra-regional: observa-se a emergência de Curitiba como um novo pólo econômico da região Sul e a concomitante perda relativa da liderança regional de Porto Alegre; a consolidação de Belo Horizonte como importante pólo econômico no macroespaço industrial e de serviços do Sudeste e a relativa estagnação econômica do Rio de Janeiro; a consolidação de Salvador como principal pólo econômico do Nordeste e a emergência de Fortaleza como terceiro pólo regional; a emergência de Belém como o pólo urbano, especialmente de serviços, da fronteira mineral da região Norte.

Tabela 2
Evolução do PIB e do PIB *Per Capita* por Regiões Metropolitanas
Selecionadas (1975-2000) (Brasil = 100)

RM	1970		1996		Cresc. Méd. Anual (%)	
	PIB	PIB <i>per capita</i>	PIB	PIB <i>per capita</i>	PIB	PIB <i>per capita</i>
São Paulo	24,71	259,93	22,03	213,62	2,15	-0,24
Rio de Janeiro	12,98	175,72	8,87	141,02	0,86	-0,35
Belo Horizonte	2,97	147,34	3,82	155,84	3,96	0,97
Porto Alegre	3,39	187,64	2,91	141,04	1,96	-0,66
Curitiba	1,39	130,54	2,45	171,64	5,51	2,02
Salvador	1,81	134,93	2,27	130,26	3,83	0,53
Recife	1,69	86,36	1,60	81,22	2,44	0,40
Fortaleza	0,71	56,51	1,11	67,88	4,91	1,58
Belém	0,54	69,48	1,21	124,19	6,71	3,52
Brasília	1,37	189,97	2,60	226,64	5,89	1,55
Média RMs	5,16	184,76	4,89	162,69	2,45	0,09
BRASIL	100,00	100,00	100,00	100,00	2,71	0,70

Fonte: FIBGE e Andrade e Serra (2000).

Por sua vez, as taxas relativamente elevadas de crescimento do produto destas áreas metropolitanas mais dinâmicas propiciaram o crescimento sustentado do produto *per capita* e um movimento de *catching up* em relação às RMs consideradas mais desenvolvidas até os anos setenta. Os dados de 1996, da Tabela 2, mostram que Belo Horizonte ultrapassou o nível de produto *per capita* do Rio de Janeiro, ocorrendo o mesmo fenômeno com Curitiba

em relação a Porto Alegre, ao mesmo tempo em que é reduzido o hiato de Recife em relação a Fortaleza. Mesmo mantendo um nível de produto *per capita* bem acima das demais RMs e da média brasileira, a área metropolitana paulista reduziu seu hiato relativo.

Os dados da Tabela 3 confirmam as evidências empíricas da literatura de que o processo de industrialização recente foi decisivo para esta reconfiguração espacial das áreas metropolitanas brasileiras. O movimento de relativa desconcentração industrial no País, com perda de participação dos centros industriais dominantes (RMs de São Paulo e Rio de Janeiro), adquire maior impulso a partir dos anos 70. O processo de reversão da polarização industrial também refletiu não apenas o surgimento de deseconomias de aglomeração desses dois pólos nacionais, mas também o surgimento de economias de aglomeração nas outras regiões, especialmente nas outras áreas metropolitanas. (Diniz, 1993) Por outro lado, os dados evidenciam igualmente o movimento, apontado por Diniz (2000), de nova reconcentração industrial na década dos noventa. Esta reversão de tendência, como parecem indicar os dados de produto *per capita* e a participação do produto industrial metropolitano de São Paulo, tem certamente conseqüências sobre a dinâmica urbana metropolitana, como, por exemplo, a possível recriação de algumas vantagens aglomerativas nos dois pólos primazes, como centros de serviços produtivos modernos para uma área de mercado supranacional, e o reforço de desvantagens aglomerativas crônicas nas áreas metropolitanas emergentes, como problemas de infra-estrutura urbana e bolsões de pobreza absoluta.

Usaremos as variáveis *proxies* dos fatores aglomerativos e desaglomerativos do modelo de determinação da renda fundiária urbana, apresentado na seção 2, como uma forma de captar os elementos determinantes desta dinâmica urbana recente das regiões metropolitanas brasileiras.

Tabela 3
Distribuição do Produto Industrial por Grandes Regiões
e Estados Selecionados (Brasil=100)

	1975	1985	1996	Tx Var 1975/96
Sudeste	75,3	65,7	68,0	-9,60
São Paulo	55,0	43,9	45,0	-18,14
<i>RMSP</i>	37,1	23,9	24,7	-33,55
<i>Interior</i>	17,9	20,0	20,3	13,92
Rio de Janeiro	13,0	11,8	10,3	-21,00
<i>RMRJ</i>	10,4	9,2	8,0	-23,43
<i>Interior</i>	2,6	2,5	2,3	-11,23
Minas Gerais	6,6	8,7	11,5	73,70
<i>RMBH</i>	2,5	3,2	4,6	88,86
<i>Interior</i>	4,1	5,5	6,8	64,70
Sul	14,8	15,7	15,2	2,48
Rio Grande do Sul	7,5	6,9	5,9	-21,23
<i>RMPA</i>	4,0	3,4	3,1	-22,23
<i>Interior</i>	3,5	3,6	2,8	-20,10
Santa Catarina	4,0	5,2	6,1	54,26
<i>RMCU</i>	1,3	2,5	2,8	124,35
<i>Interior</i>	2,7	2,7	3,3	21,66
Centro-Oeste	1,1	2,4	3,2	187,34
Brasília	0,6	0,3	0,8	44,67
Nordeste	7,4	11,9	9,7	32,19
Bahia	2,6	5,3	4,0	55,43
<i>RMSA</i>	2,0	4,2	2,6	34,12
<i>Interior</i>	0,6	1,1	1,4	122,03
Pernambuco	2,2	2,0	1,4	-35,67
<i>RMRE</i>	1,6	1,5	0,9	-40,53
<i>Interior</i>	0,6	0,5	0,5	-23,46
Ceará	0,8	1,2	1,4	76,13
<i>RMFO</i>	0,5	0,8	1,0	89,20
<i>Interior</i>	0,2	0,4	0,3	44,97
Norte	1,3	4,0	3,5	166,76
Pará	0,5	1,7	1,7	216,23
<i>RMBE</i>	0,4	0,7	1,0	182,15
<i>Interior</i>	0,2	1,0	0,7	286,88
Brasil	100,0	100,0	100,0	0,00
Média RMs	6,0	4,9	4,9	-18,19

Fonte: Andrade e Serra (1998).

4 Metodologia de tratamento dos dados

Estas vantagens e desvantagens relativas vão se expressar nas forças de atração e repulsão sintetizadas nos fatores aglomerativos e desaglomerativos urbanos formalizados na primeira seção 2. O nível de desenvolvimento da base industrial e de serviços (especialização e diversificação), a oferta da infra-estrutura física/social e de C&T, a disponibilidade de recursos naturais e proximidade dos centros primazes se expressam, positivamente, na produtividade urbana e na taxa de participação da força de trabalho (y e μ) e, negativamente, no preço do solo urbano, expressão direta da renda fundiária (R), e nas variáveis de transportabilidade e acessibilidade (η e b).

4.1 Base de dados

Para estimar estas variáveis foram utilizados indicadores construídos a partir da base de dados fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio - PNAD, para todos anos disponíveis da década de 90, ou seja, 1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998 e 1999. Apesar das limitações desta base de dados, existem virtudes que justificam o seu uso em estudos de economia urbana e, em particular, neste estudo.

A construção das variáveis *proxies* dos fatores aglomerativos, presentes na equação (13) da Seção 2, baseou-se nos seguintes critérios:

- a) para a variável produtividade do trabalho (y) utilizou-se a informação da PNAD de rendimento pessoal total (de todas as fontes) e o número de pessoas ocupadas da PEA;
- b) para a variável taxa de participação da força de trabalho (μ) utilizou-se a estimativa da PEA e população residente da PNAD;
- c) para a variável custo da infra-estrutura urbana (μ) utilizou-se a variável domicílio com rede coletora de esgoto, escolhida em razão de ser o elemento decisivo de diferenciação da infra-estrutura dos domicílios urbanos depois de testados diversos indicadores de infra-estrutura disponíveis na PNAD.

As variáveis *proxies* dos fatores desaglomerativos, por sua vez, foram construídas com base nos seguintes critérios:

- a) a renda fundiária urbana (R) foi estimada com base no aluguel domiciliar médio, considerado uma boa solução para a absoluta falta de informações confiáveis e comparáveis

inter-regionalmente sobre o preço do solo urbano, sendo que quanto mais o aluguel domiciliar for proveniente do mercado formal de aluguéis melhor a qualidade do dado;⁴

- b) a variável densidade demográfica (η), *proxy* da verticalização urbana, foi calculada mantendo-se constante a área metropolitana do Censo Demográfico de 1991, para evitar distorções no denominador do indicador;
- c) a variável tempo médio gasto do domicílio até o trabalho (b), *proxy* do custo de acessibilidade, é uma informação do tempo de transporte intra-urbano, que reflete tanto a distância como a densidade do tráfego urbano.

4.2 Método de análise multivariada

O conjunto constituído por 7 indicadores econômicos de 10 regiões metropolitanas brasileiras para 7 anos compõe um quadro informativo importante e pode ser avaliado por meio de técnicas estatísticas de análise multivariada de dados. A partir desses dados pode-se estudar a “característica econômica” de cada região metropolitana diante de uma análise conjunta das variáveis selecionadas. Agrupamentos de regiões são então sugeridos, de acordo com distribuições similares de variáveis, assim como medidas do grau de similaridade entre as regiões são também obtidas.⁵

A primeira técnica a ser utilizada é a **análise de componentes principais (ACP)**, que possibilita representar cada região metropolitana por índices resultantes de adequadas combinações lineares das 7 variáveis econômicas selecionadas. A vantagem do uso desta técnica está no fato de ela prescindir de um modelo apriorístico. Isto implica a não necessidade de se fazer suposições, quer seja sobre as variáveis em questão, distribuição normal por exemplo, quer seja sobre relações causais entre estas mesmas variáveis.⁶ O método de ACP possui a vantagem de “deixar as variáveis falarem por si só”, buscando salientar quais as

4 A equipe de pesquisa em economia regional está lapidando metodologicamente este dado, considerado estratégico para estudos de economia urbana.

5 Um discussão detalhada dos métodos de análise multivariada pode ser vista em Mardia *et al.* (1988) e Manly (1986). Um método semelhante ao desenvolvido por este artigo pode ser visto em Kageyama e Silveira (1997), que analisam as características regionais da modernização agrícola brasileira.

6 Deve-se ter claro que a utilização de um modelo na seção 2 teve como objetivo apenas a explicitação das variáveis considerada por nós como relevantes. Metodologicamente, a descrição de um modelo na seção 2 e a utilização de um método estatístico que não necessite de modelagem para ser utilizado não constitui problema algum.

principais variáveis que explicariam a dispersão da **nuvem de pontos** observados. Do ponto de vista metodológico, a utilização da ACP para a análise em questão apenas reforçaria o entendimento do nosso objeto de estudo como um sistema aberto e orgânico, onde a definição de causalidades apriorísticas e constantes se tornam bastante difíceis.⁷

A técnica de ACP permite, portanto, reduzir o número de variáveis, que necessitam ser consideradas, a um número pequeno de índices (componentes principais), que são combinações lineares das variáveis originais. Uma análise de componentes principais procura um mínimo de combinações lineares que possam ser usadas para resumir os dados, perdendo-se no processo um mínimo de informações. É muito útil para tentar encontrar grupos (*clusters*) nos dados. As variáveis precisam ser correlacionadas no início do processo e não é necessário fazer suposições iniciais a respeito da distribuição de probabilidade das variáveis originais. Numa descrição mais matemática, diz-se que esta é uma transformação ortogonal de um conjunto de variáveis correlacionadas em um novo conjunto de novas variáveis não correlacionadas. A falta de correlação dos índices possibilita medir “dimensões” diferentes nos dados. O primeiro componente principal (Z_1) mostra o maior percentual de variação nos dados observados, o segundo componente (Z_2) mostra a segunda maior variação, e assim sucessivamente.

Assim, tem-se:

$$\text{Var}(Z_1) \geq \text{Var}(Z_2) \geq \dots \geq \text{Var}(Z_p)$$

onde $\text{Var}(Z_i)$ representa a variância de Z_i no conjunto de dados considerado. As variâncias de Z_i são obtidas a partir dos autovalores da matriz de covariância (ou da matriz de correlação), e os autovetores, associados a estes autovalores ordenados, fornecem os coeficientes para os componentes principais, sendo o primeiro associado ao maior autovalor, e assim por diante.

Uma análise de componentes principais, por meio dos gráficos de pares de componentes, permite visualizar agrupamentos de regiões metropolitanas. A vantagem destes agrupamentos está em saber exatamente por que elas se agrupam, ou seja, conhecemos a contribuição de cada variável em cada componente e o quanto elas representam da variação total. Uma complementação desta análise é a utilização da técnica de “*clustering*”, onde as RM se agrupam baseadas numa medida de distância (ou grau de similaridade) considerando-se todas as variáveis ao mesmo tempo.

7 Para uma discussão acerca de sistemas abertos e orgânicos, ver Lawson (1997); Chick (1998) e Chick e Dow (2002).

Será feita uma classificação com agrupamentos hierárquicos das 10 regiões metropolitanas via **análise de cluster**. O objetivo de uma análise de *cluster* é agrupar os pontos multivariados, neste caso, regiões metropolitanas, em classes de acordo com seu grau de homogeneidade, segundo as características econômicas consideradas. São muitas as técnicas de análise de *cluster*, as quais devem ser escolhidas de acordo com o tipo de variáveis em questão e também com o tipo de agrupamento desejado.

Para o problema em foco, escolheu-se o método hierárquico aglomerativo, que tem como ponto de partida uma matriz de “distâncias estatísticas” (p. ex. distância euclidiana reescalada) entre os pontos multivariados (regiões metropolitanas). Os pontos “mais próximos” em termos de similaridade das variáveis são selecionados em grupos. A seguinte menor distância entre pontos fornece outros tipos de agrupamentos, incluindo pontos que ainda não foram selecionados, e assim por diante. Os agrupamentos são apresentados em diagramas mostrando a hierarquia aglomerativa e, para sua melhor compreensão, são mostradas também as tabelas de distâncias (ou grau de similaridade) entre as RMs.

As tabelas denominadas “Matriz de Proximidades”, produzidas para os anos de 1992, 1996 e 1999, apresentam os valores numéricos do grau de similaridade entre as regiões, obtidos a partir da distância estatística mencionada. Valores menores indicam regiões que mais se assemelham de acordo com as variáveis em questão e, por outro lado, valores maiores indicam menos semelhança entre as RMs. Essas mesmas distâncias são usadas para construir um dendograma, uma representação visual dos passos de um agrupamento hierárquico. As distâncias estatísticas estabelecem coeficientes de agrupamentos, dispostos na coluna vertical e reescalados em números entre 0 e 5, para a combinação de regiões metropolitanas. As linhas horizontais ligam os casos agrupados associados a um nível de similaridade. Assim, num dendograma, no nível mais baixo estão os grupos formados por elementos individuais, onde se considera a distância zero entre os pontos. À medida que a distância (grau de semelhança) entre os grupos aumenta, novos agrupamentos são formados (grupos maiores e número de grupos menor) até todos os pontos se juntarem num único grupo correspondendo à maior distância.

Todo o processo de análise multivariada descrito acima é desenvolvido para os anos 1992, 1996 e 1999, propiciando uma comparação das regiões metropolitanas, segundo suas características econômicas, a cada 3 anos, aproximadamente. Ressalta-se, por último, que dadas as diferenças de unidade entre as variáveis todas foram padronizadas. O procedimento computacional utilizado é o *S-Plus*.

O quadro abaixo sintetiza as legendas das variáveis a serem utilizadas:⁸

Quadro 1

Legenda das Variáveis		Legenda das Reg. Metropolitanas	
Legenda	Variável	Legenda	Reg. Metropolitana
y	Produtividade Média do Trabalho	1	São Paulo
m	Taxa de Participação	2	Rio de Janeiro
i	Infra-estrutura	3	Belo Horizonte
R	Renda Fundiária Urbana	4	Porto Alegre
h	Transportabilidade	5	Curitiba
b	Produtividade do Trabalho*	6	Salvador
Y		7	Recife
		8	Fortaleza
		9	Belém
		10	Brasília

* ponderada pela renda fundiária e distância geodésica em relação ao centróide da Reg. Metrop. de São Paulo.

5 Fatores aglomerativos e desaglomerativos no desenvolvimento metropolitano recente

Os resultados apresentados nas Tabelas 4 e 5 são contundentes em evidenciar a hierarquia urbana das metrópoles brasileiras em termos da incidência de fatores aglomerativos e desaglomerativos.

8 O procedimento de inclusão da variável derivada Y pode diluir o fator produtividade no resultado, pois significa a perda da variância original associada à variável, como sugeriu um dos comentaristas anônimos da revista. O ganho, pelo menos aparente, é de introduzir uma variável de produtividade do trabalho que captasse o custo de transportes intermetrópoles. Na verdade, foi difícil achar um claro "trade-off" para este problema.

Tabela 4
Fatores Aglomerativos Segundo as Regiões Metropolitanas

RM	y			μ			i		
	1995	1997	1999	1995	1997	1999	1995	1997	1999
São Paulo	115,85	115,35	122,81	101,51	101,47	101,55	117,20	117,09	114,62
Rio de Janeiro	103,26	104,96	118,05	97,93	96,23	94,98	114,67	111,84	108,14
Belo Horizonte	85,58	82,79	87,97	101,20	106,58	105,85	102,27	102,94	104,07
Porto Alegre	100,90	92,78	110,31	107,32	107,21	106,23	106,18	102,30	100,78
Curitiba	103,95	102,59	102,43	106,79	106,33	105,81	73,72	77,34	90,60
Salvador	69,71	80,59	79,67	99,90	99,49	105,64	79,55	77,47	87,54
Recife	61,24	59,50	74,86	89,18	91,46	91,03	41,18	49,72	47,50
Fortaleza	59,85	61,38	67,33	98,17	93,57	92,10	26,56	33,19	45,43
Belém	85,99	74,91	86,18	91,96	94,06	94,91	29,30	48,54	47,82
Brasília	125,05	133,61	150,39	99,32	99,72	102,47	104,72	109,53	111,95
Média RMs	100,00								

Fonte: FIBGE PNAD 1995, 1997, 1999.

y = produtividade média do trabalho (renda metropolitana/pessoal).

μ = taxa de participação (PEA/ população).

i = infra-estrutura (domicílios com renda de esgostos/total de....?).

Tabela 5
Fatores Desaglomerativos Segundo as Regiões Metropolitanas

RM	R			η			b		
	1995	1997	1999	1995	1997	1999	1995	1997	1999
São Paulo	117,53	114,87	114,56	218,77	218,30	217,86	107,70	106,51	110,88
Rio de Janeiro	90,92	105,42	110,35	198,53	194,95	191,53	118,39	118,70	113,46
Belo Horizonte	88,21	87,30	77,66	70,43	71,41	72,35	92,38	96,45	93,89
Porto Alegre	100,57	92,76	89,57	51,14	51,41	51,66	76,76	77,13	73,15
Curitiba	89,35	85,49	88,14	24,47	24,73	24,99	84,54	84,63	85,31
Salvador	67,02	68,43	68,32	131,62	133,47	135,23	87,76	86,30	85,25
Recife	61,25	60,32	63,03	153,59	153,90	154,20	81,66	84,94	85,81
Fortaleza	53,57	56,90	55,74	79,26	79,73	80,17	80,46	78,63	80,33
Belém	102,95	89,75	83,42	133,20	134,75	136,22	64,11	64,50	68,50
Brasília	122,26	102,62	100,27	32,97	33,76	34,52	84,70	86,71	88,04
Média RMs	100,00								

Fonte: FIBGE - PNAD 1995, 1997, 1999.

R = renda fundiária urbana (aluguel domiciliar médio).

η = verticalização urbana (densidade demográfica).

b = transportabilidade urbana (tempo gasto do domicílio ao trabalho).

Por um lado, os níveis superiores de produtividade do trabalho (y) de São Paulo e Rio são seguidos hierarquicamente pelas áreas metropolitanas sulinas, Porto Alegre e Curitiba, surgindo bem abaixo Belo Horizonte, Belém, Salvador, Recife e Fortaleza. A inclusão de Brasília certamente distorce a média das RMs brasileiras, haja vista que parte substantiva do rendimento da capital não deriva da esfera produtiva e real da cidade, mas de transferências do resto do País. Os demais indicadores de fatores aglomerativos do desenvolvimento metropolitano - taxa de participação da força de trabalho (μ) e infra-estrutura urbana (i) - recolocam Belo Horizonte em posição mais próxima das metrópoles posicionadas na hierarquia superior de produtividade, ficando, inclusive, acima do Rio no fator taxa de participação, o mesmo ocorrendo com Salvador, outra RM economicamente emergente e dinâmica.

Por outro lado, o elevado custo urbano de São Paulo e Rio de Janeiro estão presentes nos indicadores de fatores desaglomerativos por meio do custo do solo urbano (R) e indicadores de transportabilidade (η e b). As duas metrópoles sulinas e Belo Horizonte, por sua vez, se destacam por manter um custo urbano relativamente baixo *vis-à-vis* seus níveis de fatores aglomerativos, o que resulta em vantagens comparativas em termos de pólos urbanos de atração de novos investimentos. Fortaleza é outro caso interessante do ponto de vista de sua atratividade, pois possui índices bem inferiores às suas congêneres regionais, em particular os indicadores de custo do solo urbano e verticalização. Estes menores custos urbanos são efetivamente as maiores vantagens comparativas desta metrópole, não apenas em nível regional, como também nacional, o que a torna a RM mais “barata” do País em termos de localização de novas atividades. Estes menores custos mais que compensam o hiato que possui em relação a Salvador e Recife, no que se refere aos fatores aglomerativos, especialmente produtividade urbana e taxa de participação (y e μ). No outro extremo temos Belém, com um custo urbano relativamente elevado. Em que pese seu dinamismo econômico, principalmente nível de produtividade (y), possui claros obstáculos ao seu desenvolvimento em razão da precária infra-estrutura (i), alto preço do solo urbano (R) e elevado índice de verticalização (η).

Apresentaremos a seguir os resultados na análise multivariada que nos possibilita entender o desenvolvimento das RMs na década de noventa (período 1992/1999) por meio de uma interpretação conjunta dos sete fatores definidos no modelo teórico, incluindo a produtividade ponderada Y . A primeira técnica utilizada é a de análise dos componentes principais (ACP), que nos fornece índices ou componentes resultantes de combinações lineares destes sete fatores (as variáveis X_i para $i = 1, \dots, 7$) em que cada região metropolitana pode ser representada, numeradas de 1 a 10, conforme convencionado na seção 3. Em razão do valor do coeficiente de cada uma das sete variáveis em cada componente é possível definir a sua contribuição (positiva ou negativa) para a característica predominante do componente. As regiões metropolitanas, por sua vez, serão representadas pela combinação dos valores dos

componentes 1 e 2 (ou outros, se for o caso). Por definição, o número de componentes corresponde ao número de variáveis, no nosso caso sete. No entanto, seleciona-se um número mínimo de componentes suficiente para explicar a maior parte da variância das variáveis. Como é usual na literatura, adotaremos um número de componentes que explique entre 80% e 90% da variância, sendo suficientes de dois a três componentes para cada ano. Considerando as dificuldades de espaço para uma análise exaustiva dos componentes principais para todos os anos, escolhemos os anos de 1992, 1996 e 1999, que representam intervalos de três anos da base de dados da PNAD.

Apresentaremos os resultados da ACP em tabelas, diagramas e gráficos, iniciando pelo ano de 1992. O Diagrama 1 mostra que os três primeiros componentes explicam, nesse ano, nada menos do que 95,4% da variância das variáveis, o que facilita uma interpretação do perfil das RMs restrita a estes componentes. Os coeficientes da Tabela 6 indicam a predominância da produtividade (y), da infra-estrutura (i) e da renda fundiária (R) como variáveis que mais caracterizam o primeiro componente, enquanto que os custos urbanos de verticalização (η) e transportabilidade (b) estão representados positivamente no componente 2 e a taxa de participação (μ) negativamente. Existe no terceiro componente uma clara predominância e oposição das variáveis de desvantagens aglomerativas, com R e η positivos, sobre aquelas de vantagens, com μ e Y fortemente negativos. A distribuição das RMs no Gráfico 1 entre os dois componentes mais importantes revela perfis metropolitanos relativamente bem definidos. Os dois pólos nacionais, São Paulo e Rio de Janeiro, se relacionam significativamente e positivamente com os dois componentes graças à forte sobreposição de variáveis aglomerativas e desaglomerativas presentes nos dois componentes. Por sua vez, as RMs sulinas e Brasília se relacionam positivamente com o componente 1 e negativamente com o 2, o que indica que com exceção do custo do solo urbano (R) estas áreas possuem, estruturalmente, um desenvolvimento virtuoso que combina vantagens aglomerativas urbanas (y e μ) com baixos custos relativos (η e b). No outro extremo estão as RMs nordestinas, que se encontram em um círculo vicioso de predominância das desvantagens aglomerativas, com uma relação positiva com o segundo componente e negativa com o primeiro. O caso de Belo Horizonte é ímpar, pois se encontra próxima de zero nos dois eixos, com ligeira relação positiva com o primeiro componente.

Tabela 6
Coeficientes dos Componentes Principais em 1992

1992	Comp.1	Comp.2	Comp.3	Comp.4	Comp.5	Comp.6	Comp.7
y	0,505	-0,032	0,140	-0,201	0,526	-0,111	-0,629
μ	0,300	-0,541	-0,073	0,618	-0,063	0,468	-0,080
i	0,504	-0,053	0,003	-0,087	-0,075	-0,392	-0,125
R	0,462	-0,139	0,397	-0,134	0,247	-0,061	-0,726
η	0,071	0,609	0,411	0,656	0,017	-0,149	-0,051
b	0,330	0,524	-0,143	-0,265	-0,159	0,707	0,033
Y	0,272	0,196	-0,792	0,228	0,257	-0,300	0,227

Diagrama 1
Importância Relativa dos Componentes Principais

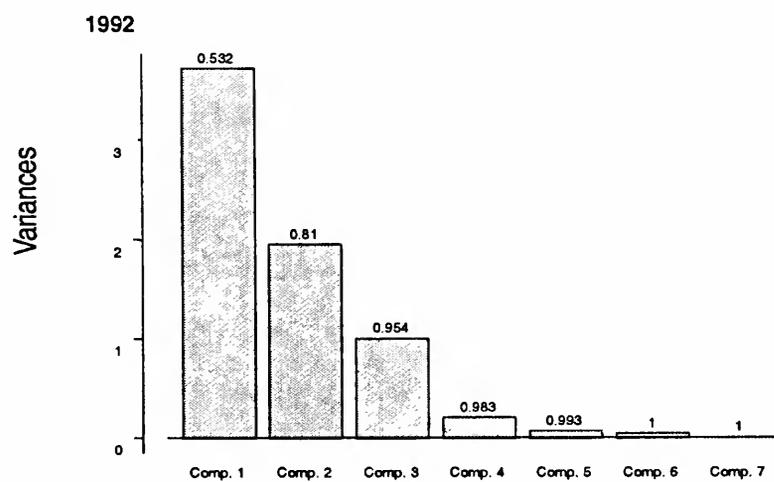
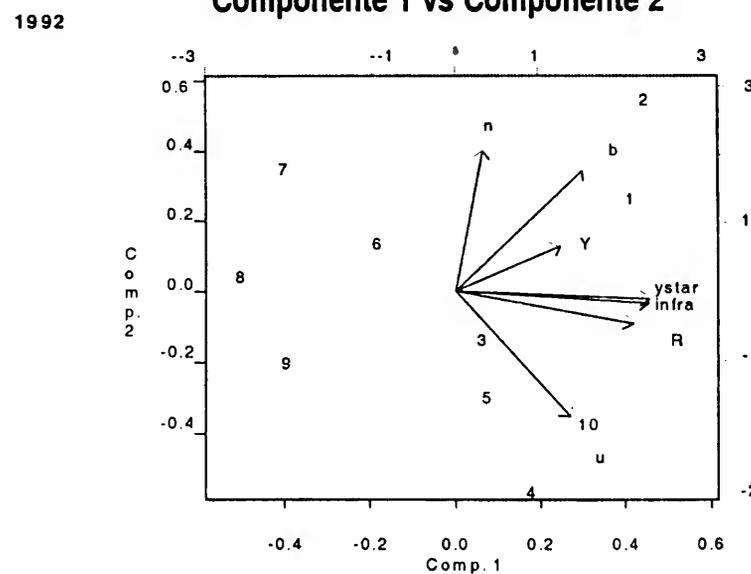


Gráfico 1
Componente 1 vs Componente 2



Da mesma forma que 1992, o Diagrama 2 mostra que os três primeiros componentes explicam mais de 90% da variância para 1996. Entretanto, estes componentes apresentam características bem diferentes das observadas para aquele ano. O primeiro componente tem uma importância relativa bem maior (67,7%), apresentando na Tabela 7 coeficientes positivos com participação similar tanto das variáveis aglomerativas (y , μ , i e Y) como das desaglomerativas (R e b), com exceção de η , que influencia negativa e fortemente o componente 2. O componente 3 é de difícil interpretação, pois os dois tipos de variáveis incidem positiva e negativamente, com maior ênfase para a influência negativa da produtividade (y) e do custo do solo urbano (R). As metrópoles nacionais continuam próximas e possuem forte relação positiva com o componente 1 e negativa com o componente 2. Em contraste, este componente se relaciona positivamente com as metrópoles de segundo nível - Belo Horizonte, Brasília, Porto Alegre e Curitiba -, que também apresentam uma relação positiva com o componente 1, ou seja, existem fortes evidências de que estas RMs possuem vantagens comparativas líquidas de atratividade na medida em que possuem forte relação positiva com todos os fatores aglomerativos e relação negativa com fatores de custo de transportabilidade urbana. No caso das RMs do Nordeste e Norte, o aspecto comum é a relação negativa com o componente 1, o que reflete tanto os menores custos do solo urbano (R) como os menores níveis de produtividade (y). A diferença entre elas ocorre em relação ao componente 2, em que Fortaleza se relaciona positivamente e confirma as evidências de ser a metrópole “mais barata” do País, enquanto que Belém e Recife, principalmente, apresentam uma combinação problemática de relação negativa com os dois componentes.

Tabela 7
Coeficientes dos Componentes Principais em 1996

1996	Comp.1	Comp.2	Comp.3	Comp.4	Comp.5	Comp.6	Comp.7
y	0,419		0,474	-0,297			-0,701
μ	0,387	0,342	0,327		0,787		
i	0,421	-0,165	0,435	-0,112	-0,305	-0,701	
R	0,419		0,474	-0,297			0,701
η		0,890		0,269	0,367		
b	0,421	-0,165	0,435	-0,112	-0,305	0,700	
Y	0,379	0,143	-0,254	0,848	-0,229		

Diagrama 2
Importância Relativa dos Componentes Principais

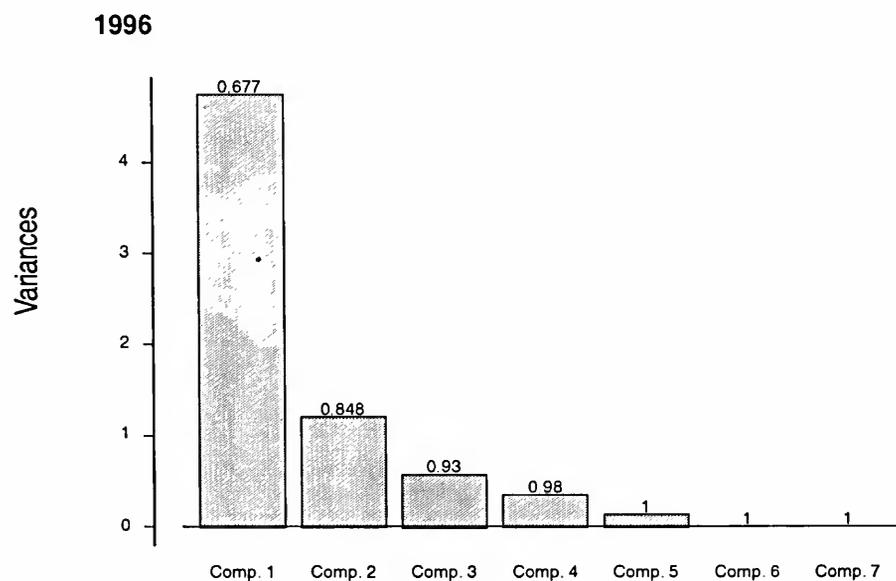
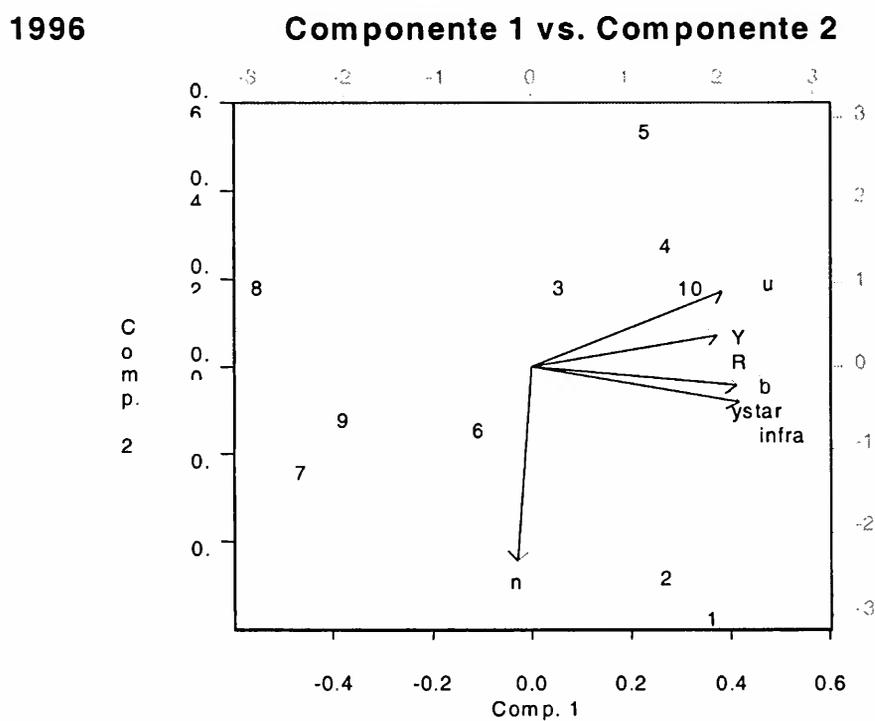


Gráfico 2



Os resultados da ACP para 1999 apresentam significativa similaridade com os de 1996, o que indica uma possível contribuição da estabilização monetária para a estabilidade das variáveis neste período. A variância explicada pelos três primeiros componentes é semelhante à anterior (92,6%), apesar do peso relativo do segundo componente ser maior, como mostra o Diagrama 3. O primeiro componente apresenta também coeficientes positivos para variáveis aglomerativas (y , μ , i e Y) e desaglomerativas (R e b), com exceção de η que influencia

negativamente este componente. O componente 2 reflete uma predominância dos menores custos urbanos, pois apresenta uma participação positiva de variáveis aglomerativas (μ , i) e negativa das desaglomerativas (b), ao passo que as variáveis típicas das grandes metrópoles - custo do solo urbano (R) e nível de produtividade (y) - entram negativamente. O componente 3, por sua vez, replica as características do componente 2, especialmente pela forte influência positiva da taxa de participação da força de trabalho (μ) e da infra-estrutura urbana (i). O posicionamento das RMs é bem semelhante ao anterior, ficando porém mais nítido o agrupamento virtuoso de Curitiba e Porto Alegre, um certo distanciamento de Belo Horizonte, que fica claramente em uma posição intermediária entre os extremos da RMs sulinas e Salvador, uma posição isolada e privilegiada de Brasília e uma clara diferença entre as características das duas metrópoles primazes e o conjunto das metrópoles regionais.

Tabela 8
Coefficientes do Componente Principal de 1999

1999	Comp.1	Comp.2	Comp.3	Comp.4	Comp.5	Comp.6	Comp.7
y	0.463		-0.479	0.194	0.240		-0,679
μ	0.302	0.398	0.692	0.247	0.124	-0,406	-0,171
i	0.489		0.305			0,808	0,111
R	0.433	-0.240	-0.201	0.546	-0.407	-0,235	0,442
η		-0.679	0.214	0.170	0.669		0,117
b	0.299	-0.494	0.210	-0.575	-0.393	-0,265	-0,258
Y	0.422	0.279	-0.260	-0.492	0.398	-0,231	0,471

Diagrama 3
Importância Relativa dos Componentes Principais

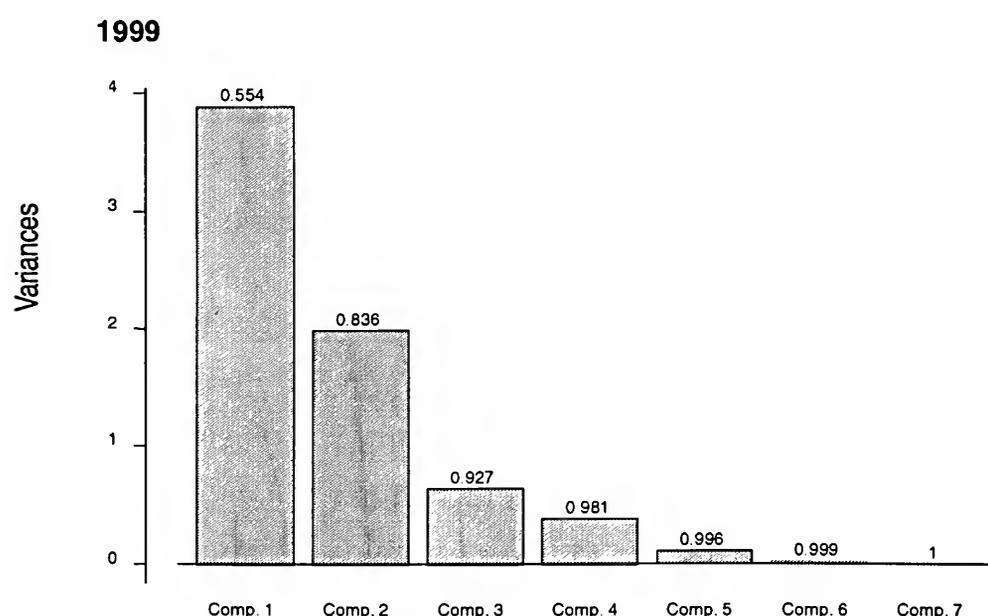
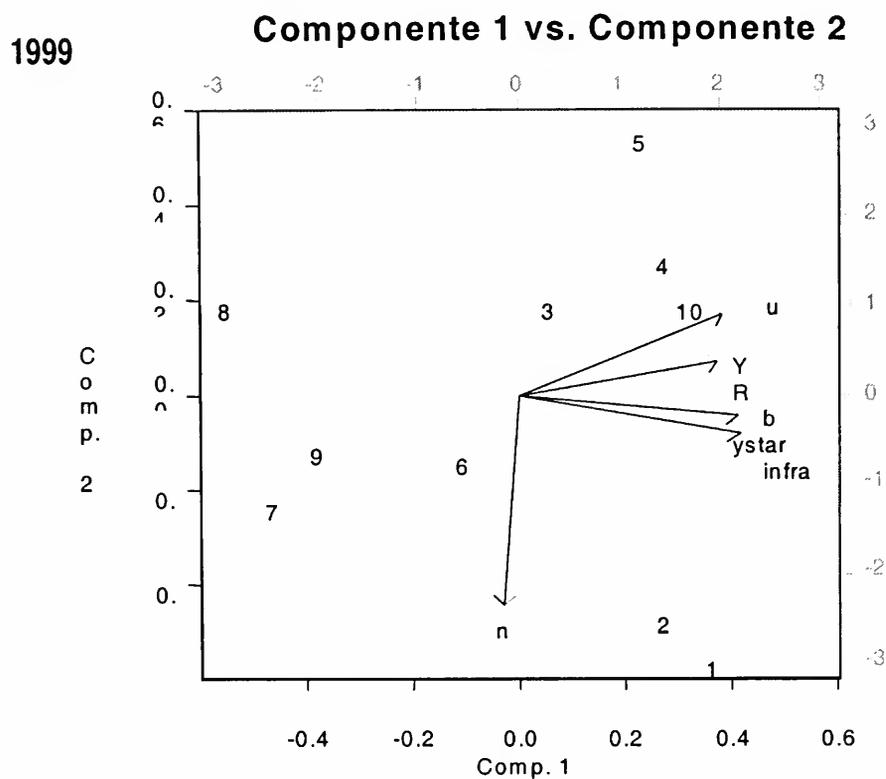


Gráfico 3



Estes resultados, que apontam para uma estabilidade das características das RMs em agrupamentos relativamente homogêneos, ficam mais evidentes com a técnica de agrupamento hierárquico de análise de *clusters* extraída diretamente dos componentes principais. Em seguida são apresentadas as matrizes de proximidade de todas as variáveis entre as dez RMs, com base no cálculo de distância euclidiana, e os diagramas com os agrupamentos das RMs para os mesmos anos de 1992, 1996 e 1999.

As Tabelas 9, 10 e 11 mostram que Rio e São Paulo apresentam forte proximidade entre suas variáveis, configurando-se claramente como um *cluster* metropolitano que de fato polariza nacionalmente o conjunto das regiões brasileiras. Os Diagramas 4, 5 e 6 evidenciam claramente este fenômeno. Tudo indica que os fatores desaglomerativos destas metrópoles estão contribuindo para a constituição de metrópoles de segundo nível que se beneficiam da desconcentração de algumas atividades importantes das metrópoles nacionais (especialmente as industriais), as quais têm mantido um nível elevado de produtividade urbana graças a um reforço de produtoras de serviços altamente especializados para o mercado da rede urbana nacional e crescentemente semi-hemisférica. (Tolosa, 2000) Como mostram os diagramas, estas metrópoles de segundo nível mudam de “tronco” ao longo da década. Inicialmente, em 1992, apresentam-se como ramos de um “tronco” separado das duas metrópoles nacionais. Em 1995, as RMs de Porto Alegre, Curitiba e Brasília migram como dois ramos distintos para o “tronco” primaz, ocorrendo o mesmo com Belo Horizonte em 1996, que migra para o ramo das metrópoles sulinas. Finalmente, Salvador migra para este “tronco” principal em 1999,

constituindo um ramo próprio, juntamente com Belo Horizonte, ao passo que Recife, Fortaleza e Belém continuam agrupadas em um “tronco” próprio.

Tabela 9
Matriz de Proximidade 1992 (incluindo todas as variáveis)

	Distância Euclidiana Reescalada									
	1: SP	2: RJ	3: BH	4: PA	5: Cu	6: Sa	7: Re	8: Fo	9: Be	10: Br
1: SP		0,002	0,333	0,481	0,595	0,464	0,725	0,902	0,794	0,363
2: RJ	0,000		0,467	0,752	0,675	0,550	0,754	0,957	1,000	0,551
3: BH	0,333	0,467		0,148	0,104	0,098	0,411	0,410	0,457	0,169
4: PA	0,481	0,752	0,146		0,317	0,466	0,784	0,731	0,512	0,044
5: Cu	0,595	0,675	0,104	0,317		0,383	0,657	0,520	0,708	0,401
6: Sa	0,464	0,550	0,098	0,383	0,383		0,000	0,149	0,226	0,471
7: Re	0,725	0,754	0,411	0,657	0,657	0,000		0,027	0,300	0,799
8: Fo	0,902	0,957	0,410	0,520	0,520	0,149	0,027		0,293	0,825
9: Be	0,794	1,000	0,457	0,708	0,708	0,226	0,300	0,293		0,645
10: Br	0,383	0,551	0,169	0,401	0,401	0,471	0,799	0,825	0,645	

Tabela 10
Matriz de Proximidade 1996 (incluindo todas as variáveis)

	Distância Euclidiana Reescalada									
	1: SP	2: RJ	3: BH	4: PA	5: Cu	6: Sa	7: Re	8: Fo	9: Be	10: Br
1: SP		0,000	0,499	0,391	0,515	0,484	0,840	1,000	0,766	0,369
2: RJ	0,000		0,392	0,336	0,449	0,362	0,726	0,879	0,682	0,344
3: BH	0,499	0,392		0,138	0,308	0,130	0,505	0,671	0,503	0,387
4: PA	0,391	0,335	0,138		0,160	0,353	0,747	0,858	0,666	0,182
5: Cu	0,515	0,449	0,308	0,160		0,464	0,801	0,783	0,700	0,291
6: Sa	0,484	0,362	0,130	0,353	0,464		0,259	0,484	0,290	0,484
7: Re	0,840	0,726	0,505	0,747	0,801	0,259		0,259	0,141	0,837
8: Fo	1,000	0,879	0,671	0,858	0,783	0,484	0,259		0,280	0,899
9: Be	0,766	0,682	0,503	0,606	0,700	0,290	0,141	0,280		0,706
10: Br	0,369	0,344	0,387	0,182	0,291	0,484	0,837	0,706	0,706	

Tabela 11
Matriz de Proximidade 1999 (incluindo todas as variáveis)

		Distância Euclidiana Reescalada								
	1: SP	2: RJ	3: BH	4: PA	5: Cu	6: Sa	7: Re	8: Fo	9: Be	10: Br
1: SP		0,017	0,517	0,619	0,606	0,593	0,808	0,971	0,844	0,612
2: RJ	0,017		0,524	0,653	0,613	0,597	0,675	0,843	0,750	0,650
3: BH	0,517	0,524		0,165	0,006	0,101	0,548	0,543	0,571	0,506
4: PA	0,619	0,653	0,165		0,000	0,292	0,671	0,647	0,549	0,346
5: Cu	0,606	0,613	0,006	0,000		0,272	0,627	0,587	0,562	0,355
6: Sa	0,593	0,597	0,101	0,292	0,272		0,372	0,400	0,392	0,729
7: Re	0,808	0,675	0,548	0,671	0,627	0,372		0,006	0,213	0,977
8: Fo	0,971	0,843	0,543	0,647	0,587	0,400	0,006		0,223	1,000
9: Be	0,844	0,750	0,571	0,549	0,562	0,392	0,213	0,223		0,958
10: Br	0,612	0,650	0,508	0,346	0,355	0,729	0,977	1,000	0,958	

Diagrama 4
Clusters Hierárquicos 1992

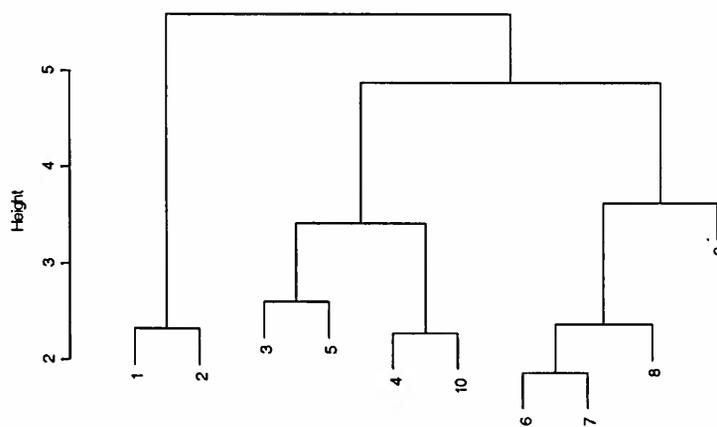


Diagrama 5
Clusters Hierárquicos 1996

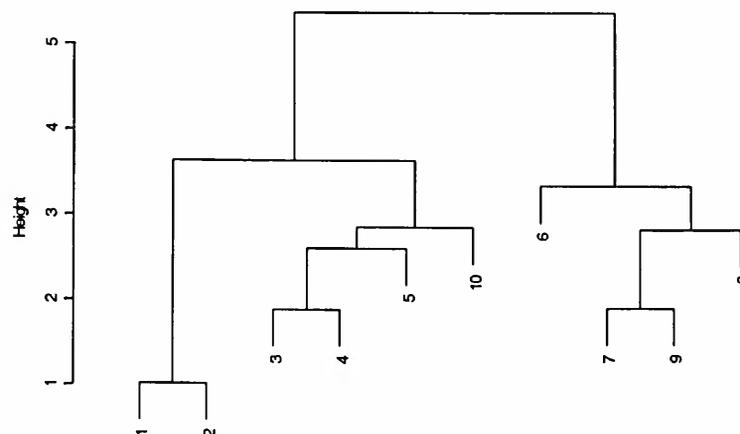
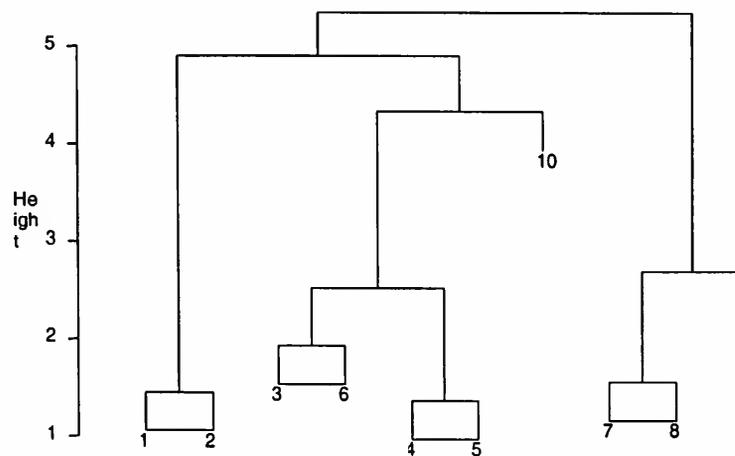


Diagrama 6
Clusters Hierárquicos 1999



6 Conclusões

À medida que o processo de agrupamento é dinâmico, novas configurações podem surgir ao longo do tempo se algumas RMs forem mais eficientes para aproveitar janelas de oportunidades em termos de planejamento urbano que superem os gargalos manifestos de custos urbanos⁹ e avancem para um desenvolvimento regional mais equilibrado.

Das RMs periféricas, Fortaleza e Belém, por motivos diferentes em razão das características analisadas, seriam possivelmente as mais fortes candidatas para uma progressão de patamar na hierarquia metropolitana, em que pesem os sérios custos urbanos decorrentes dos altos níveis de desigualdade e pobreza dessas áreas. A tradição cultural e melhor estoque de capital humano de Recife, por seu turno, sempre recolocam as possibilidades de sua recuperação como pólo urbano regional. (Lemos e Ferreira, 2001) No que tange a Salvador, sua recente progressão na hierarquia metropolitana pode ter chegado no limite, pelo menos no médio prazo, dados os enormes estrangulamentos fartamente evidenciados pela literatura nas áreas de pobreza, desigualdade e educação, sendo esta última particularmente deficitária inclusive à de nível superior de escolaridade. Uma dificuldade até agora intransponível para o conjunto destas RMs periféricas é o problema do caráter predominantemente de subsistência de seu entorno, que limita a complementaridade produtiva e a divisão intra-regional do trabalho,

⁹ Em que deficiências gritantes como nível educacional e pobreza absoluta estão fortemente por trás dos fatores analisados como variáveis explicativas, por exemplo, da baixa produtividade urbana.

impossibilitando que o desenvolvimento urbano até agora atingido se transforme em desenvolvimento regional de longo prazo. (Lemos *et al.*, 2000)

No que toca às três RMs consolidadas de segundo nível, sem considerar Brasília, elas possuem uma localização privilegiada que reforçam suas vantagens comparativas na integração produtiva de cidades da rede urbana do Sul e Sudeste, com amplas possibilidades de consolidação econômica de seu entorno. O surgimento prematuro de elevados custos urbanos, como a excessiva verticalização de Belo Horizonte, combinado com graves problemas sociais e o baixo dinamismo econômico recente de Porto Alegre, que se reflete em uma taxa de participação relativamente baixa e estagnação da produtividade do trabalho, pode dificultar o desenvolvimento urbano virtuoso destas metrópoles.

Finalmente, existem grandes desafios colocados para a progressão São Paulo e Rio de Janeiro em direção a uma polarização dos mercados regionais do Hemisfério Sul na produção de serviços altamente especializados. É significativa a dualidade urbana destas metrópoles nacionais, que enfrentam uma crescente polaridade entre um mercado de trabalho altamente qualificado com uma produção de serviços produtivos intensivos em escala urbana, como os serviços financeiros e os altos índices de violência, desigualdade e pobreza absoluta. Até o início deste novo milênio esta dualidade continua como o obstáculo estrutural para um desenvolvimento urbano mais equilibrado deste macropólo metropolitano.

Referências bibliográficas

- Alonso, W. Location theory. In: Friedmann & Alonso (orgs.), *Regional development and planning: a reader*. M.I.T. Press, 1964, p.78-106.
- Andrade, Thompson; Serra, Rodrigo. *Estimativas para o produto interno bruto dos municípios brasileiros: 1975, 1980, 1985 e 1996*. Rio de Janeiro: IPEA. Mimeografado.
- _____. Crescimento econômico nas cidades médias brasileiras. In: *Cidades médias brasileiras*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001.
- Christaller, W. *Central places in Southern Germany*. Jena, Germany: Fischer, 1933.
- Diniz, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 31, p. 35-64, set. 1993.
- _____. *A nova geografia econômica do Brasil: condicionantes e implicações*. Rio de Janeiro: XII Fórum Nacional, Instituto Nacional de Altos Estudos, 2000. Mimeografado.

Fujita, M.; Krugman, P.; Vernables, A. J. *The spatial economy: cities, regions and international trade*. London: The MIT Press, 1999.

Henderson, J. V. The sizes and types of cities. *American Review* 64, p. 640-656, 1974.

IPEA/IBGE/NESUR. Pesquisas: caracterização e tendências da rede urbana do Brasil. Campinas: UNICAMP/IE, 1999, v. 1 e 2.

Kageyama, A.; Silveira, J. M. Agricultura e questão regional. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 35, n. 2, p. 9-33, 1997.

Leme, R. A. da Silva. *Contribuição à teoria da localização industrial*. São Paulo: USP, 1982.

Lemos, M. B.; Crocco, M. A. Competitividade e dinâmica comparativa das regiões metropolitanas brasileiras. *XXVIII Encontro Nacional de Economia ANPEC*, 2000.

Lemos, M. B.; Diniz, C. C. Vantagens comparativas da área metropolitana de Belo Horizonte no contexto nacional. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 31, n. Especial, p. 530-549, novembro 2000.

Lemos, M. B.; Guerra, L. P.; Moro, S. A nova configuração regional brasileira: sua geografia econômica e os determinantes locacionais da indústria. *XXVIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC*, 2000.

Lemos, M. B.; Ferreira, M. F. Vantagens comparativas das regiões metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza no contexto regional. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 32, n. Especial, 2001 (no prelo).

Losch, A. *The economics of location*. Yale University Press, 1954.

Manly, F. J. B. *Multivariate statistical methods. A primer*. London: Chapman and Hall, 1986.

Mardia, K. V.; Kent, J. T.; Bibby, J. M. *Multivariate analysis*. London: Academic Press, 1988.

Marshall, A. *Princípios de economia: tratado introdutório*. São Paulo: Nova Cultural, 1985. (Coleção: Os Economistas)

Richardson, H. W. Polarization reversal in the developing countries. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, v. 45, p. 67-85, 1980.

_____. *Economia regional, teoria da localização, estrutura urbana e crescimento regional*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.

Tolosa, Hamilton. A reestruturação produtiva do Rio e São Paulo e a viabilidade das cidades mundiais brasileiras. *In*: Rezende, P.; Lima, R. (orgs.), *Rio/São Paulo cidades mundiais: desafios e oportunidades*. Brasília: IPEA, 1999.

Von Thünen. *Der isolierte staat in beziehung auf landwirtschaft und nationaleconomie*. Vol. 1, Hamburg, 1826.

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.



BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Department of Economics and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation) of the School of Economics, Business Administration and Accounting of the University of São Paulo, Brazil.

This journal is indexed by *Journal of Economic Literature*, electronic on line and CD-ROM.

EDITOR:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@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 05508-900
Phone: (55-11) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (55-11) 3091-6073 • E-mail: revicap@usp.br • www.fipe.com/revicap

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 Savings-investment Relationship: What Can Be Said About the Error Correction Model Based on Brazilian Data Fabiana Rocha	5
Exchange Rate and Inflation in Mercosul Sidney M. Caetano, Rosa Fontes, Marcelo A. Arbex	23
Fiscal Federalism in Brazil: An Empirical Investigation Marcelo Resende	63
Tax Reform, Growth and Income Distribution in Brazil: Lessons From a Computable General Equilibrium Model Adelar Fochezatto	83
On the Information Content of Oil Future Prices Benjamin Miranda Tabak	111
The New National Policy for Water Resources, and the Regulation of Water and Electric Energy José Carrera-Fernandez	133
The Financial Surplus of Brazilian Agriculture: Visible and Invisible Transferences, 1980-1999 Alexandre Florindo Alves, Paulo Fernando Cidade de Araújo	163
The Main Determinants of Road Freight for Soybeans in Different Brazilian States: An Econometric Analysis Goncilio Corrêa Junior, José Vicente Caixeta Filho	187
Urban Dynamics of Brazilian Metropolitan Regions Mauro Borges Lemos, Sueli Moro, Elenice Biazi, Marco Crocco	213

The Savings-investment Relationship: What Can Be Said About the Error Correction Model Based on Brazilian Data

Fabiana Rocha

Exchange Rate and Inflation in Mercosul

Sidney M. Caetano, Rosa Fontes, Marcelo A. Arbex

Fiscal Federalism in Brazil: An Empirical Investigation

Marcelo Resende

Tax Reform, Growth and Income Distribution in Brazil: Lessons From a Computable General Equilibrium Model

Adelar Fochezatto

On the Information Content of Oil Future Prices

Benjamin Miranda Tabak

The New National Policy for Water Resources, and the Regulation of Water and Electric Energy

José Carrera-Fernandez

The Financial Surplus of Brazilian Agriculture: Visible and Invisible Transferences, 1980-1999

Alexandre Florindo Alves, Paulo Fernando Cidade de Araújo

The Main Determinants of Road Freight for Soybeans in Different Brazilian States: An Econometric Analysis

Gonçilio Corrêa Junior, José Vicente Caixeta Filho

Urban Dynamics of Brazilian Metropolitan Regions

Mauro Borges Lemos, Sueli Moro, Elenice Biazi, Marco Crocco