

5237

06 MAI 2002

FEA-USP
Faculdade de Economia
Instituição
Coordenadora de Estudos - USP

ea

USP
BCRP

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 6 - Nº 1

Janeiro - Março 2002

***Juros e Câmbio: Haverá Combinações de Instrumentos Menos
Desgastantes para as Metas de Inflação***

Dionísio Dias Carneiro, Thomas Yen Hon Wu

A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil

Paulo Springer de Freitas, Marcelo Kfoury Muinhos

***Modelos Novo-keynesianos de Rigidez de Preços e de Inflação:
Evidência Empírica para o Brasil***

Charles Lima de Almeida, Francisco José de Queiroz Pinheiro, Tito Belchior Silva Moreira

Dynamic Parameters for Brazilian Financial Time Series

Gerson Francisco, Cláudio Paiva, Rogério Rosenfeld

O Processo de Abertura Comercial Brasileira e o Crescimento da Produtividade

Álvaro Barrantes Hidalgo

Los Determinantes de la IED Española en Iberoamérica

Santos M. Ruesga, Julimar da S. Bichara

***Evolução Diferenciada da Lavoura de Soja e de seu Processamento
Industrial no Brasil - Período de 1970 a 1999***

Alessandra Bastiani dos Santos, Carlos José Caetano Bacha

Resenha:

Uma Discussão Sobre Uniões Monetárias

Carlos Eduardo Soares Gonçalves

Pesquisa

***Primeiras Evidências Sobre os Determinantes da Duração dos
Cursos de Mestrado em Economia no Brasil***

Anderson L. Schneider, Leonardo Porto, Fabiana Rocha

ea

108122

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

Vol. 6 - Nº 1

Janeiro - Março 2002

ISSN 1413-8050

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 eletrônica 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), Juan Hersztajn Moldau (USP),
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

Gráfica: Gráfica Editora Camargo Soares

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: revicap@usp.br · www.fipe.com/revicap

Assinaturas:

Brasil: R\$ 40,00

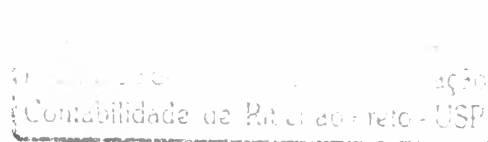
Exterior: Individual - US\$ 80,00 • Instituições - US\$ 100,00 (incluído porte aéreo)

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.



05 MAI 2002

Sumário



ARTIGOS

- Juros e Câmbio: Haverá Combinações de Instrumentos Menos Desgastantes para as Metas de Inflação?**
Dionísio Dias Carneiro, Thomas Yen Hon Wu 5
- A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil**
Paulo Springer de Freitas, Marcelo Kfoury Muinhos 31
- Modelos Novo-keynesianos de Rigidez de Preços e de Inflação: Evidência Empírica para o Brasil**
Charles L. de Almeida, Francisco José de Queiroz Pinheiro, Tito Belchior S. Moreira 49
- Dynamic Parameters for Brazilian Financial Time Series**
Gerson Francisco, Cláudio Paiva, Rogério Rosenfeld 67
- O Processo de Abertura Comercial Brasileira e o Crescimento da Produtividade**
Álvaro Barrantes Hidalgo 79
- Los Determinantes de la IED Española en Iberoamérica**
Santos M. Ruesga, Julimar da S. Bichara 97
- Evolução Diferenciada da Lavoura de Soja e de seu Processamento Industrial no Brasil - Período de 1970 a 1999**
Alesandra Bastiani dos Santos, Carlos José Caetano Bacha 123

RESENHA

- Uma Discussão Sobre Uniões Monetárias**
Carlos Eduardo Soares Gonçalves 155

PESQUISA

- Primeiras Evidências Sobre os Determinantes da Duração dos Cursos de Mestrado em Economia no Brasil**
Anderson L. Schneider, Leonardo Porto, Fabiana Rocha 179

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. 6, n. 1 (2002)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2002--

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

Juros e câmbio: haverá combinações de instrumentos menos desgastantes para as metas de inflação?

Dionísio Dias Carneiro[§]
Thomas Yen Hon Wu[□]

RESUMO

O objetivo deste artigo é examinar de que forma a fixação dos juros, em princípio, pode ser adaptada para levar em consideração situações de excessos de oferta de capitais externos, por meio do Índice de Condições Monetárias. O artigo apresenta evidências de que o saldo comercial é mais sensível, a curto prazo, ao nível de atividade do que ao câmbio; de que a causalidade é da recessão para as melhorias de saldo comercial; e de que a taxa de câmbio tem-se mostrado negativamente correlacionada ao nível de atividade. Ou seja, aumentos da taxa de câmbio real têm convivido com aumentos da recessão, o que nos leva a questionar se o papel do câmbio como mecanismo de transmissão da política monetária pode justificar o uso do câmbio como alternativa para a desgastante política de juros elevados.

Palavras-chave: Índice de Condições Monetárias, política monetária e demanda agregada.

ABSTRACT

The main objective of this article is to examine to what extent the determination of the interest rate can be adapted to take into account situations of an excessive offer of external capitals, through the Monetary Conditions Index. This paper presents some evidences that the trade balance is more sensitive to activity level than to exchange-rate in the short-run; that the causality order is as follows: recession precedes improved trade balances; that the exchange-rate has been negatively correlated to activity level. It means that increases in the real exchange-rate and deepens in recession can be seen in the economy, which leads us to wonder if the exchange-rate role as a transmission mechanism of monetary policy can justify the use of exchange-rate policies as an alternative to the stale high interest-rate policy.

Key words: Monetary Condition Index, monetary policy, aggregate demand.

JEL classification: E310, F310.

§ Professor Associado do Departamento de Economia da PUC-Rio.

□ Doutorando do Departamento de Economia da Princeton University.

Recebido em maio de 2001. Aceito em janeiro de 2002.

1 Introdução

A literatura sobre os aspectos práticos da estratégia de metas de inflação tem-se expandido em paralelo à literatura que explora a fundamentação analítica das propriedades mais abstratas que podem ser esperadas das economias submetidas a essa estratégia. No primeiro caso se enquadra, por exemplo, Ball (2000), que explora a questão do uso dos instrumentos mais adequados para o sucesso de uma estratégia de metas em economias abertas. No segundo caso, Woodford (2000) explora a natureza dos equilíbrios de longo prazo, tais como a determinação do nível de preços, que pode ser derivada de “princípios” fundamentais, baseados no comportamento otimizador dos agentes privados.

A relação entre uma linha e outra de contribuições nem sempre é imediata. (Sargent, 1998) Mas o fato é que a adoção, por um número crescente de bancos centrais, de alguma forma de meta de inflação tem provocado a necessidade de julgamento informado acerca do uso mais adequado de instrumentos, das condições para sua eficácia e as consequências de seu uso em situações concretas, antes mesmo que as propriedades analíticas dos modelos das economias sujeitas às políticas estejam plenamente conhecidas.

Motivações de ordem prática são dominantes neste trabalho. As metas de inflação foram introduzidas no Brasil (e, de forma semelhante, em vários países) como uma tentativa de solucionar o problema de substituição de uma regra para a taxa de câmbio, em resposta a um movimento de capitais que se tornava incompatível com a regra cambial vigente. (Carneiro e Wu, 2000) De forma análoga, movimentos de capitais, em parte decorrentes do sucesso do novo regime, trazem novos problemas para o uso dos instrumentos mais adequados para o acerto das metas, sem que isso cause distúrbios maiores no balanço de pagamentos.

Na prática, encontramos evidência empírica razoável para o Brasil (cuja robustez ainda pode ser desafiada, tendo em vista o curto intervalo de tempo decorrido desde a mudança de regime), o que permite uma interpretação da política monetária (antes e depois) das estratégias de metas como uma Regra de Taylor. Isso tem sido, de certa forma, conveniente, no sentido de a mudança de estratégia ter consequências positivas, sem que haja necessidade de um período longo para aprendizado por parte dos agentes. Quando regras de política podem ser assimiladas, em termos de regras, para variáveis facilmente identificáveis, sua rápida incorporação à otimização dos agentes permite que seus objetivos estabilizadores possam ser mais prontamente atingidos.

O objetivo deste artigo é examinar de que forma a fixação dos juros, em princípio, pode ser adaptada para levar em consideração situações de excesso de oferta de capitais externos,

por meio do Índice de Condições Monetárias. Ao compararmos os possíveis efeitos dessa estratégia em países com características diferentes, apontamos dois problemas. O primeiro diz respeito ao efeito sinalizador do câmbio sobre os fluxos e sobre as despesas domésticas. O segundo diz respeito aos mecanismos de transmissão do câmbio para o nível de atividade. Os mecanismos de transmissão dos movimentos de câmbio ao produto resultam de três efeitos: a) do câmbio sobre o saldo comercial; b) das exportações líquidas sobre o nível de atividade e; finalmente, c) da relação entre câmbio e nível de atividade, via inflação.

Na seção 2 apresentamos um breve resumo do cenário macroeconômico brasileiro recente que torna relevante o debate em torno do ICM. Na seção 3 apresentamos a lógica macroeconômica do ICM como instrumento de política monetária e discutimos, preliminarmente, sua aplicabilidade ao Brasil, concluindo que a utilidade do ICM e seu potencial para diminuir a volatilidade do nível de atividade esperada (e seus efeitos sobre os investimentos e sobre o crescimento) depende dos mecanismos de causalidade que prevalecem entre as exportações líquidas e o nível de produto. Na seção 4 examinamos a evidência contida nos dados recentes para o Brasil acerca desses componentes dos mecanismos de transmissão. São analisadas as hipóteses relevantes para a operação dos mecanismos de transmissão no Brasil, a partir da evidência da relação de curto prazo entre taxa de câmbio e saldo comercial e entre o último e o nível de atividade. A seção 5 conclui que a evidência disponível, de que o saldo comercial é mais sensível a curto prazo ao nível de atividade do que ao câmbio, desaconselha o uso de mais desvalorização e taxas de juros menores para gerar cenários mais atraentes a curto prazo.

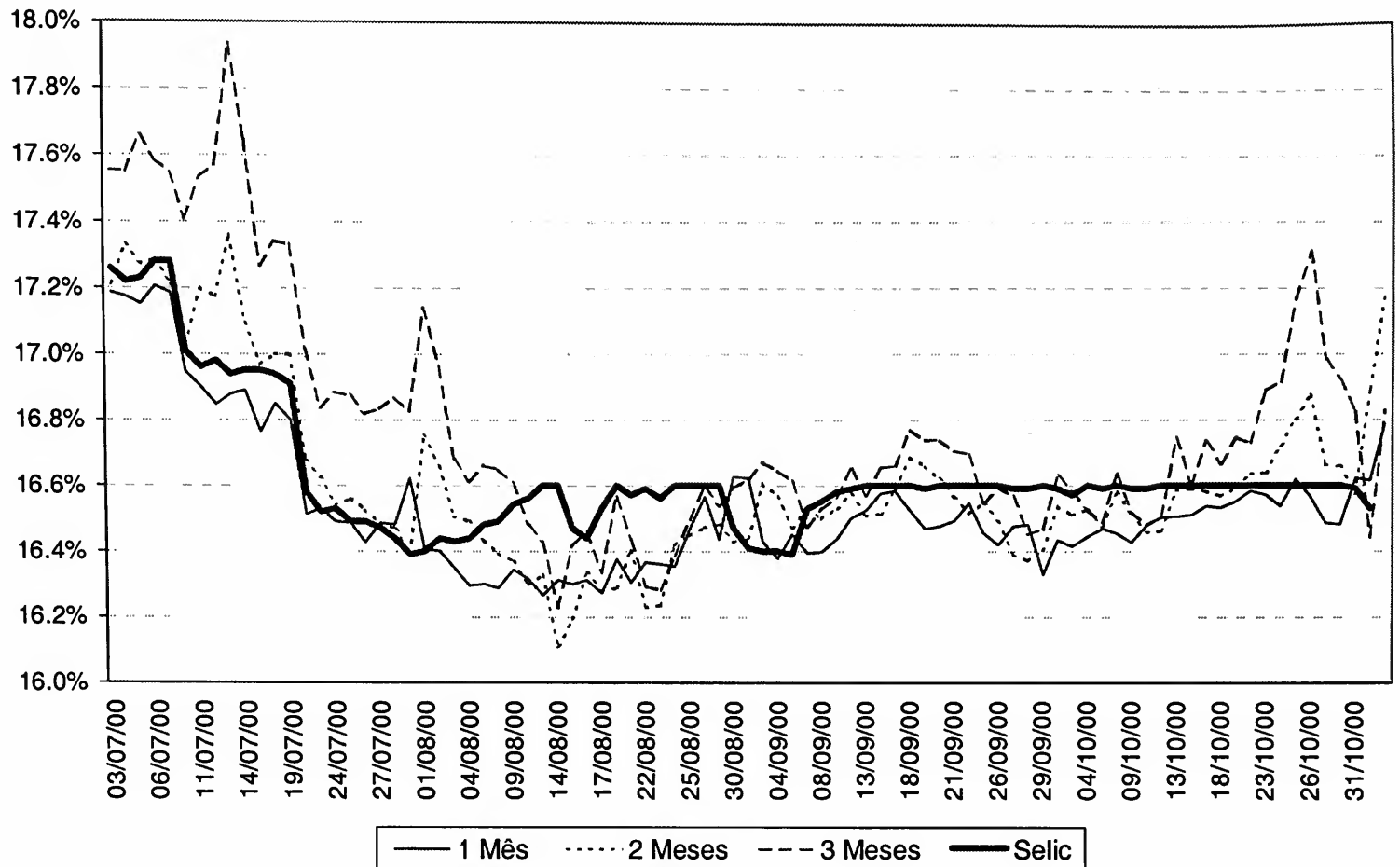
2 Motivação: choques externos e queda de juros

O resultado da mudança de regime de política monetária na economia brasileira em 1999 e o efeito dos choques externos em uma economia com experiência recente de flutuação cambial e metas inflacionárias¹ são uma boa fonte de motivação para o debate sobre instrumentos de política monetária a ser realizado neste artigo.

Em setembro de 2000, choques externos interromperam a trajetória de queda dos juros. Depois da boa sobrevivência da estratégia de metas inflacionárias aos choques de oferta resultantes da alta dos preços administrados, em meados do mesmo ano, as taxas de juros foram mantidas em 16,5% entre setembro e novembro, por conta da alta do petróleo e da crise de desconfiança na paridade argentina e na manutenção da conversibilidade do peso.

1 Em Carneiro (2000a), é apresentado um relato do primeiro ano de metas de inflação no Brasil.

Figura 1
Juros Futuros (Julho/Octubro 2000)



Fonte: *Gazeta Mercantil*.

Em consequência, a ação do Banco Central sancionou o movimento dos juros nos mercados de futuros, que, como pode ser visto na Figura 1, já subiam antes da reunião do COPOM. Voltou, assim, a aumentar o custo marginal do endividamento do Tesouro, tornando mais problemático o alongamento de prazos para as dívidas em geral, privada e pública, e lançando dúvidas sobre a trajetória das taxas de juros nos próximos meses.

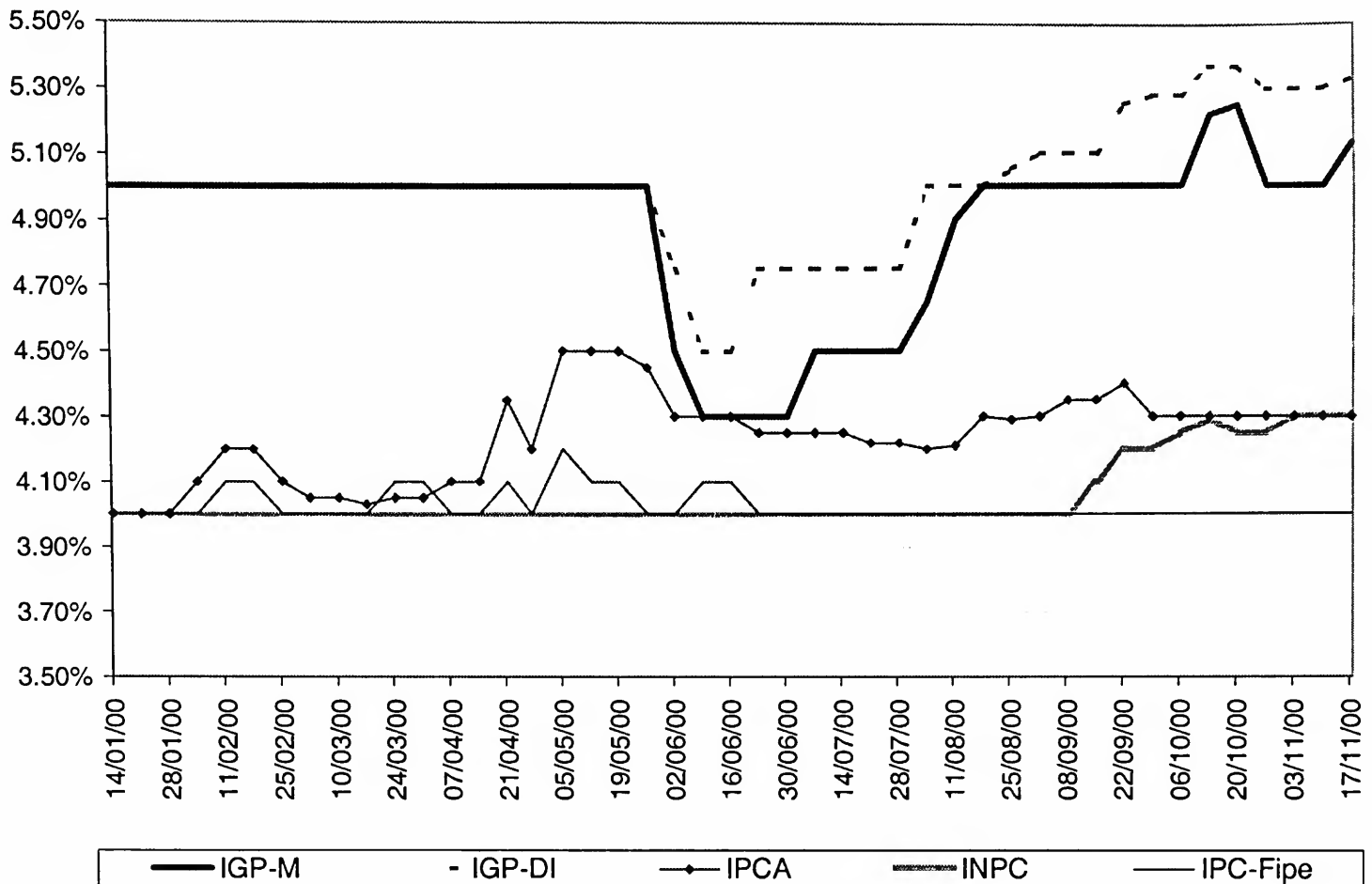
Para uma inflação esperada no IPCA de menos de 4,5% para 2001, a taxa básica nominal de 16,5% ainda representa uma taxa real de juros bem elevada para o alongamento dos prazos no mercado de empréstimos privados. Em termos de comparações internacionais, as taxas básicas de juros no Brasil continuam das mais elevadas do mundo - como pode ser visto na Tabela 1, que combina as taxas de juros divulgadas pela *Economist* com as informações disponíveis para diversos países.

Tabela 1
Taxa de Juros Reais para Mercados Emergentes

País	Juros Reais (% a. a)
Filipinas	17,27
Brasil	11,58
Indonésia	10,23
Argentina	9,66
Polônia	9,36
Hong Kong	8,71
Rússia	7,96
México	6,73
Egito	5,95
África do Sul	5,52
China	4,88
Coréia do Sul	4,74
Israel	4,27
Grécia	4,17
Índia	3,89
Taiwan	3,84
Hungria	3,44
Chile	1,65
Tailândia	1,41
Colômbia	1,35
Cingapura	1,25
Malásia	0,10
Venezuela	-1,78
Turquia	-12,38

Fonte: *The Economist* (taxa de juros nominais, Outubro 2000), WEO (inflações esperadas), para o Brasil, inflação esperada de 4,5%.

Figura 2
Previsões de Mercado para a Inflação em 2001

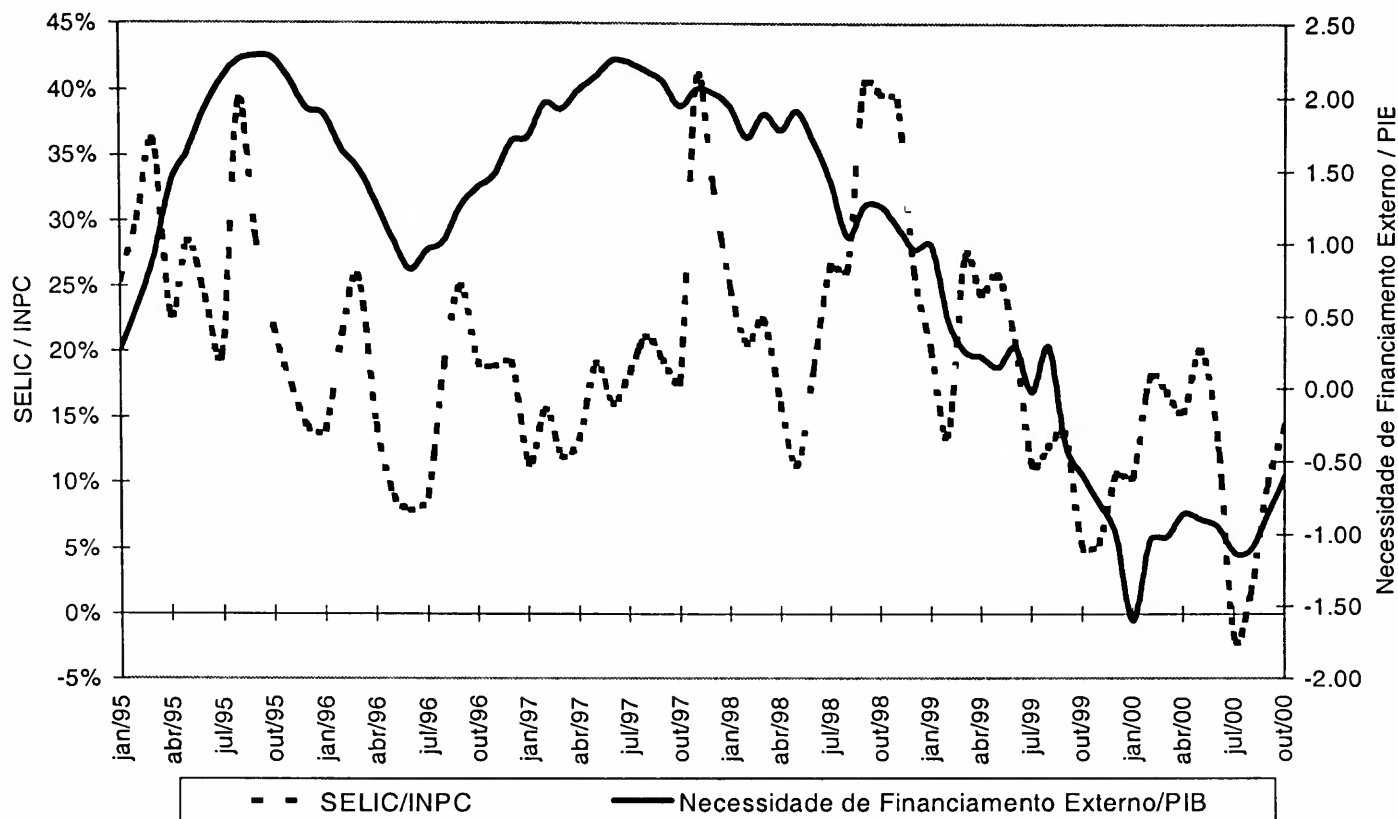


Fonte: Market Read-Out, Banco Central do Brasil

Na prática, apesar de se ter conseguido financiar o déficit do balanço de pagamentos com capitais de “longo prazo”, representados pelos investimentos diretos, isso não seria suficiente para garantir uma sensibilidade menor da taxa de câmbio esperada aos choques externos, e este fenômeno tem sido um obstáculo à queda da taxa de juros. Ao se observar a trajetória dos juros básicos da economia depois da crise mexicana, vemos que as taxas de juros em dólar não foram responsáveis nem pelo aumento das taxas de juros em reais, nem pela velocidade da queda dos juros (Figura 3), e que o movimento de queda dos juros, que fora facilitado pela mudança no padrão de financiamento do déficit em conta corrente (mesmo antes da flutuação), parece continuar excessivamente sensível a outros eventos exógenos à gestão de curto prazo da economia brasileira.

Por que as taxas de juros não podem ser mais baixas, apesar da melhoria inequívoca que ocorreu nas necessidades de financiamento líquido (necessidades de empréstimos novos em moeda, que, como pode ser visto na Figura 3, está negativo desde o final de 1999), devido à entrada líquida de investimentos diretos atraídos pelo quadro de estabilização?

Figura 3
Taxa de Juros Real e Necessidades de Financiamento Externo



Fonte: Banco Central do Brasil e *Gazeta Mercantil*.

Uma das causas é o próprio tamanho do déficit em conta corrente, que está hoje, como proporção do PIB, na mesma ordem de magnitude que apresentava entre a crise da Ásia e a crise da Rússia. A diferença entre o início de 1998 e o final do ano 2000 é que, enquanto hoje o País recebe 5% do PIB em investimentos estrangeiros diretos, naquela época recebia apenas 1% do PIB, tendo de atrair 3% do PIB em financiamentos por conta de diferenciais de juros. No caso de uma turbulência internacional de altas proporções, a conta de capitais continua frágil, em decorrência das necessidades brutas totais de financiamento externo. Definindo-as como a soma das necessidades de rolagem dos vencimentos da dívida externa com o montante representado pelo tamanho do déficit em conta corrente, os números para 2000 atingem a ordem de US\$ 50 bilhões e para 2001 estão projetados para estarem entre US\$ 50 e US\$ 70 bilhões (no caso de uma grande crise de confiança que dificulte as renovações de dívidas de curto prazo e faça minguar as entradas de novos investimentos).

Essa hipótese significa, por exemplo, que mesmo que os valores esperados da inflação e da variação da taxa de câmbio estejam favoráveis a juros mais baixos, a incerteza em torno desses valores é ainda elevada, pois teme-se que a oferta de recursos para o financiamento total do balanço de pagamentos para o ano 2001 possa mostrar-se, em cenário mais turbulento, insuficiente para cobrir as necessidades de pagamentos do serviço da dívida externa somados ao déficit novo. Assim, um cenário externo em deterioração, que ainda não pode ser

descartado do ponto de vista do final de 2000 (como a combinação de uma queda da paridade argentina com uma queda mais brusca dos preços dos ativos devido a uma recessão americana mais rápida), seria compatível com uma junção de pressão cambial e impacto inflacionário que tornaria os 16,5% de juros insuficientes, tanto em comparação com a desvalorização nominal esperada do real (que define os juros esperados em dólares por poupadores estrangeiros que aplicam em ativos brasileiros) quanto com uma inflação esperada novamente próxima de dois dígitos, a exemplo do que ocorreu em meados do ano corrente (que define a carga dos juros reais para devedores brasileiros).

No caso brasileiro atual, a dificuldade para recuperar o crescimento, diante das incertezas de curto prazo de natureza cambial, resulta em pressão adicional sobre os juros. Ficam, assim, menos óbvias as vantagens do regime de câmbio flutuante sobre as regras cambiais ou o câmbio fixo, sempre que aumentam as necessidades de intervenções em presença de movimentos excessivamente rápidos do câmbio.

O problema não parece específico do Brasil. Neste final de 2000, quando aumenta a probabilidade (e a respeitabilidade) das intervenções nos mercados de câmbio, pode estar sendo imposto à taxa de juros um papel excessivamente ambicioso, quando o nível ou a velocidade de mudança da taxa de câmbio torna-se objeto de preocupação das autoridades monetárias. Os juros não podem baixar, ora porque há choques inflacionários, ora porque há pressões externas sobre o câmbio.

Estes fatos repetem-se em outros países que usam a estratégia de metas de inflação que, supostamente, é uma estratégia mais compatível com a menor volatilidade do nível de atividade, por estar dirigida para o controle da inflação a um prazo maior.

Este problema tem motivado o uso de um indicador alternativo às taxas de juros para expressar as pressões que a política monetária exerce sobre o nível de atividade em contexto de atuação preventiva da política monetária em uma economia aberta. Este indicador, o chamado Índice de Condições Monetárias (ICM), foi adotado pela Nova Zelândia em 1997, em resposta ao choque da Ásia, e posteriormente pelo Canadá. (Bernanke, Laubach, Mishkin, 1999)

3. Índice de condições monetárias

3.1 Um modelo

Os efeitos contracionistas das políticas monetárias são levados em consideração de forma implícita quando as metas de inflação são adotadas. O objetivo de estabilidade de

preços, com atenção aos efeitos contracionistas a curto prazo das elevações de juros, tem explicado uma relação empírica que é verificada para vários países em diferentes regimes de política monetária, denominada Regra de Taylor.² Apesar de nenhum país adotar formalmente uma “regra” deste tipo, os dados são razoavelmente bem descritos por uma relação entre juros, nível de atividade e inflação que é compatível com uma Regra de Taylor.

A experiência da economia brasileira nos últimos anos não é exceção. Em Carneiro (2000c) há evidência econométrica de que as autoridades monetárias brasileiras têm levado em conta a preocupação com o equilíbrio das contas externas ao fixarem os juros. Naquele artigo, verificamos que a capacidade de previsão dos juros médios do trimestre aumentava, de forma significativa, quando incluíamos o nível de reservas na regra empírica.

Esta constatação não é surpreendente quando existe uma regra para a taxa de câmbio, como ocorreu no Brasil entre 1994 e dezembro de 1998. No caso extremo de taxas de câmbio fixas e perfeita mobilidade de capitais, as taxas de juros seriam automaticamente determinadas pela variação de reservas, como os livros de textos de macroeconomia aberta descrevem, no chamado modelo de Mundell-Fleming.

Mas seria totalmente incompatível com a flutuação livre e a perfeita mobilidade de capitais. Neste caso, os fluxos de capitais entram no país em resposta a uma política monetária contracionista. Este aumento do saldo na conta de capitais permite um déficit maior na conta corrente, e tem sobre a economia um efeito análogo ao de um aumento da poupança doméstica sem contrapartida no investimento. O impulso recessivo que pode resultar deste movimento deriva-se da menor absorção de recursos reais por parte dos residentes. Este efeito contracionista do excesso de oferta de divisas provoca uma pressão para a valorização da taxa de câmbio, o que tem preocupado autoridades monetárias que vêm na redução das exportações líquidas o perigo de danos permanentes à atividade exportadora. O que fazer com a taxa de juros para contrabalançar tais efeitos, que podem ser apenas de curto prazo?

No caso extremo de uma flexibilidade totalmente livre do câmbio, do ponto de vista estritamente do nível de atividade, uma redução de juros poderia ser justificada, não faltando argumentos na literatura (inclusive como forma de “dirigir” indiretamente o câmbio sem intervir no mercado).

Entretanto, para um banco central com metas para a taxa de inflação, isso representa uma diferença no comportamento, que pode ser difícil de justificar, pois a própria valorização do

2 Em Carneiro e Wu (2000) são apresentadas estimativas de Regras de Taylor para o Brasil, com e sem a inclusão das reservas internacionais como um fator adicional de determinação das taxas de juros.

câmbio já tem impacto direto favorável sobre os preços internos. Pode ser uma racionalização de uma emenda necessária para o funcionamento adequado do regime de metas em economias abertas, e tem sido a base para o uso de um Índice de Condições Monetárias, que é examinado na seção 4 adiante.

O Brasil pós-flutuação cambial parece, assim, enquadrar-se em um caso intermediário, como sugere, por exemplo, o episódio da progressiva desvalorização do segundo semestre de 1999. Neste, foi gerada uma tendência de alta que só foi revertida quando o Banco Central negociou com o Fundo Monetário maior liberdade para o uso de reservas. Depois da negociação, tornou-se possível retomar a trajetória de queda dos juros, o que aconteceu no início de 2000. Nos casos menos extremos de regime cambial (e, talvez, mais realistas) os bancos centrais retêm algum poder de ingerência sobre o câmbio, e o usam. Em compensação, atraem a suspeita de que têm em mente alguma taxa de câmbio de referência (não revelada) ou uma regra cambial não divulgada. Os mercados financeiros ficam, assim, atentos à alteração na demanda por reservas que provoquem intervenções nos mercados flutuantes, ainda que seja possível fazê-la de formas muito diversas e sem mexer nos juros: com ou sem anúncio, pela simples compra e venda nos mercados *spot*, por operações financeiras nos futuros (“*non-deliverable forwards*”), transacionando substitutos imperfeitos da moeda estrangeira, tais como títulos públicos em dólar (como os *Tesobonos* mexicanos) ou simplesmente indexados à variação cambial (como as NTN-D). Há, assim, várias formas de alterar o excesso de oferta de divisas por meio de outros instrumentos em um mundo real, no qual há espaço para o manejo da composição da dívida pública.

As diferenças entre as regras de política mais recomendáveis, para economias abertas e fechadas, ou segundo o regime cambial, ainda dividem os economistas. Mais recentemente, os especialistas voltaram a preocupar-se com os chamados modelos “mistos”, ou seja, que consideram que a realidade dos regimes monetários e cambiais inclui alguma flutuação administrada (ou “suja”), no sentido de que os bancos centrais intervêm de forma não sistemática (ou seja, não previsível) no mercado de câmbio, ainda quando deixam que as taxas flutuem a maior parte do tempo ao sabor da oferta e procura de divisas.³

Em artigo recente, Ball (2000) examinou as Regras de Taylor que resultam da aplicação de dois tipos de instrumentos sob a estratégia de metas, na forma de um modelo simples. O

3 Uma explicação razoável para este fenômeno foi aventada por Frankel, Schmukler e Servén (2000): não sendo uma verdade científica que os regimes extremos sejam superiores, o que há é uma insuficiente observação dos sistemas mistos para que seja feita uma verificação econométrica convincente para que os regimes de flutuação livre ou de *currency board* possam tornar-se “fundamentados do ponto de vista científico” servindo, assim, de base para a política econômica.

primeiro seria a taxa de juros de curto prazo, que levaria a uma função de reação tradicional do tipo da que já foi estimada para o Brasil:

$$i = \alpha y + \beta \pi \quad (1)$$

onde: i é a taxa de juros;

π é a taxa de inflação;

onde a ação do governo sobre a taxa de juros reage ao nível de atividade e à taxa de inflação. Uma alternativa seria definir uma “regra”, não para os juros, mas para um Índice de Condições Monetárias (ou ICM), definido como uma média ponderada entre a taxa de juros de curto prazo e a taxa de câmbio (em reais por dólar), com pesos ω e $(1 - \omega)$ respectivamente, ou seja, $ICM = \omega i + (1 - \omega)(1/e)$. Substituindo este índice na equação de política (cambial?), obtém-se:

$$\omega i + (1 - \omega)(1/e) = \alpha y + \beta \pi \quad (1A)$$

onde: e é a taxa de câmbio.

Pode-se mostrar que os pesos ω e $(1 - \omega)$ refletem os efeitos relativos do câmbio e dos juros sobre o nível de atividade. Em relações empíricas, foram estimadas razões entre a sensibilidade do nível de atividade (com as devidas defasagens) aos juros e à taxa de câmbio.

A fim de analisar a otimalidade de cada instrumento, Ball (2000) apresenta um modelo simplificado em relação aos modelos macroeconômicos padrões utilizados para derivação das regras citadas. O modelo apresentado é simplificado em dois aspectos. Em primeiro lugar, ele é estático e não dinâmico. De acordo com Ball (2000), a dinâmica é crucial para a derivação de instrumentos e de regras mas não para a discussão de sua otimalidade. Em segundo lugar, o modelo apresentado descreve apenas o lado dos efeitos dos juros e do câmbio sobre o produto, sendo argumentado que o instrumento que gera uma trajetória mais estável para o produto é também o que gera mais estabilidade para a taxa de inflação, o que, evidentemente, depende da estabilidade da curva de Phillips e do papel das taxas de câmbio na determinação da inflação.

A economia é descrita por duas equações básicas. A primeira é uma identidade que separa o produto entre demanda doméstica (consumo e investimento) e demanda externa (exportações menos importações de mercadorias e serviços que não correspondem a pagamentos pelo uso de fatores de produção, isto é, excetuado juros, dividendos e outras remunerações) e a segunda uma condição de equilíbrio do balanço de pagamentos, com

variação zero de reservas internacionais:

$$Y = D + X \quad (2)$$

$$X = - F \quad (3)$$

onde: Y é o produto;

D é a demanda interna, ou “absorção”;

X são as exportações líquidas;

F é o ingresso líquido de capital estrangeiro.

Podemos fazer a simplificação de que a demanda doméstica é determinada pela taxa de juros, a demanda externa líquida é sensível à taxa de câmbio e que os fluxos de investimentos são determinados por uma combinação de ambos, todas as relações sujeitas a “choques” de média zero. Ou seja:

$$D = -\beta i + u_1 \quad (4)$$

$$X = \delta e + u_2 \quad (5)$$

$$F = \phi i + \rho e + u_3 \quad (6)$$

O modelo simplificado formado pelas relações acima serve de base para examinar o efeito dos choques, ilustrados na seção seguinte por uma surpresa no fluxo de capitais.

3.2 Surpresas no fluxo de capitais

Consideremos que uma economia descrita pelas equações acima sofra um choque positivo no fluxo de capitais ($u_3 > 0$), como, por exemplo, o que resulta de uma surpresa na confiança dos investidores. No caso brasileiro, isso pode ser resultado, por exemplo, de uma bem-sucedida desvalorização com mudança de regime. O efeito é uma diminuição do saldo comercial por conta da apreciação temporária da taxa de câmbio, que reflete o excesso de oferta de divisas. Estamos supondo que o governo não muda, inicialmente, sua demanda por reservas e, conseqüentemente, o câmbio se aprecia. No contexto de uma bem-sucedida mudança de regime há uma redução do saldo comercial que poderia resultar, a longo prazo, da desvalorização real. Neste caso, o choque favorável nas entradas de investimento retardaria a correção das contas externas. O que fazer? Deixar apreciar o câmbio (o que é tentador quando há metas inflacionárias a cumprir) ou intervir e manter o câmbio mais desvalorizado até que sejam mais convincentes os efeitos da desvalorização sobre as contas externas?

Bancos centrais que possuem funções de reação do tipo 1 não alterariam a taxa de juros de curto prazo; neste caso, como a demanda interna só responde aos juros, esta permanece estável e a queda das exportações contrai o produto total. Eventualmente, a volta da taxa de câmbio para a normalidade pós-correção poderia ocorrer sem necessidade de mudança na política monetária. A natureza antecipatória da estratégia de metas tem sido modelada como se a meta de inflação considerasse como objetivo uma inflação “permanente”, a qual, momentaneamente, pode ser deslocada pelos efeitos temporários de uma valorização cambial, que se esperam logo sejam revertidos.

Entretanto, bancos centrais com funções de reação do tipo 2 devem diminuir a taxa de juros de modo a compensar a valorização cambial, para que o Índice de Condições Monetárias permaneça constante. Como os pesos relativos são proporcionais aos coeficientes da demanda global, a taxa de juros estimula a demanda interna o suficiente para anular a queda nas exportações líquidas e manter o produto total constante e, assim, observar a meta de inflação. Ou seja, a meta de inflação justifica a queda de juros, mesmo quando o saldo comercial diminui, por força de uma entrada de capitais maior.

Isso justificaria uma queda dos juros, se aplicado ao caso brasileiro, mesmo com menor saldo comercial.

3.3 Será este o caso brasileiro?

Há várias qualificações a serem feitas no modelo acima, de modo a possibilitar tais generalizações. Em primeiro lugar, no caso descrito por Ball (2000), o saldo comercial depende apenas do câmbio e afeta o nível de atividade pela via da demanda global por bens e serviços. Ou seja, não é afetado pelo nível de atividade, como parece ser o caso brasileiro. O caso modelado parece ser mais realista para países (a exemplo da Nova Zelândia e do Chile) onde existe uma grande concentração das exportações em poucas *commodities*, cuja oferta para o mercado externo é independente do estado da demanda interna. Examinando o caso inverso do descrito acima, um choque desfavorável no fluxo de capitais (como o que aconteceu na crise da Ásia) dispara uma elevação do câmbio, que estimula a correção do *quantum* exportado e, por essa via, estimula o emprego e a demanda interna por bens e serviços.

A situação seria diversa, porém, em uma economia com exportações diversificadas, na qual a demanda interna pelos produtos manufaturados de exportação, que respondem mais rapidamente aos estímulos de preços, competisse com a oferta para exportações. Neste caso, uma queda das vendas internas estimularia as exportações. Assim, uma entrada de capitais surpreendentemente alta não deveria ser argumento para a queda dos juros. Uma queda nos juros elevaria o nível de atividade, que já pode estar estimulado pela resposta positiva do

investimento. O saldo comercial, além de ser diminuído pela valorização, é adicionalmente afetado pelo nível de atividade em elevação. Se, ademais, prevalecer uma desconfiança endêmica de que essa entrada possa ser rapidamente revertida, e que o País pode vir a ter problemas em honrar os serviços da dívida externa, estabelece-se um conflito entre baixar os juros, porque há menor pressão sobre o câmbio (o que seria automático com o uso do ICM), ou manter os juros elevados para que a recessão ajude a diminuir o déficit externo. Neste caso, é possível que um acúmulo de reservas esterilizadas pudesse contribuir mais para a durabilidade da estabilização do que a queda dos juros.

Observe-se que estamos supondo que os efeitos da desvalorização sobre a probabilidade de ser cumprida a meta de inflação são menos importantes, o que nem sempre é realista, especialmente em países que importam bens de consumo que dominam o índice que define a meta da inflação. Isso explicaria, por exemplo, o caso chileno, que combina uma exportação de minérios com alto peso na pauta (e, portanto, menos sensível ao nível de atividade) com alta participação de importados no índice de preços. Neste caso, a preocupação de câmbio valorizado é combinada com a preocupação de efeito de uma valorização sobre o nível da inflação. Até o início dos anos 80 prevaleceu o uso das entradas de capitais para baixar a inflação (a chamada política dos *Chicago Boys*), enquanto na década de 90 a valorização foi impedida por medidas que aumentaram o custo da entrada de capitais voláteis (regime de quarentena) e quedas nos juros para aumentar o crescimento. (Agosin e Ffrench-Davis, 1997)

4 Análise dos mecanismos de transmissão da economia brasileira⁴

4.1 Revisão dos mecanismos de transmissão de política monetária em economia aberta

A taxa de câmbio e o nível de atividade são duas variáveis relevantes para a política monetária porque têm efeitos diretos sobre a taxa de inflação. Estimções de uma Curva de Phillips trimestral para o período pós-Plano Real confirmam esse fato para a economia brasileira. A Tabela 2 apresenta os resultados. Controlando-se a inércia inflacionária, podemos estimar de forma significativa os dois coeficientes: o repasse, de 0,08, que mede o efeito direto

4 Apesar da literatura internacional concentrar-se na avaliação de economias mais estáveis, nas quais as flutuações da relação juros-câmbio são muito menos frequentes e intensas do que as observadas nos países emergentes, o ICM não pressupõe que haja um relação estável entre essas variáveis. Pode-se perceber, pelo modelo apresentado, que o ICM pressupõe que as elasticidades câmbio e juros do nível de atividade sejam estáveis no período analisado, mesmo que a relação entre câmbio e juros não seja (da razão entre essas elasticidades é que se derivam os coeficientes do ICM).

da desvalorização para a inflação, e a taxa de sacrifício, de 0,14, que mede o efeito do nível de atividade sobre a taxa de inflação.⁵

Tabela 2
Curva de Phillips Backward-Looking
Variável Dependente: IPCA. Amostra ajustada: 1995.1-2000.2

Variável Explicativa	Coeficiente	P-Valor
IPCA (-1)	0.378	0.03
IPCA (-2)	0.25	0.086
HIATO (-2)	-0.143	0.097
DCÂMBIO	0.079	0.006
R ²	0.707	
D ² ajustado	0.659	
Durbin-Watson	2.280	
Estatística-F	14.512	
Prob(Estatística-F)	0.000	

Fonte: IBGE e *Gazeta Mercantil*.

Por meio da taxa de sacrifício, o Banco Central atua por dois mecanismos relevantes para a transmissão dos efeitos da Política Monetária. O primeiro é o que transfere os movimentos da taxa de juros básica aos seus efeitos sobre as despesas de consumo e de investimento e, assim, sobre o nível de atividade.⁶ O segundo é novamente via taxa de câmbio, mas agora por meio de seus efeitos diretos sobre as exportações líquidas (ou saldo da balança comercial de bens e serviços). A Figura 4 resume, em um fluxograma, essas idéias.⁷

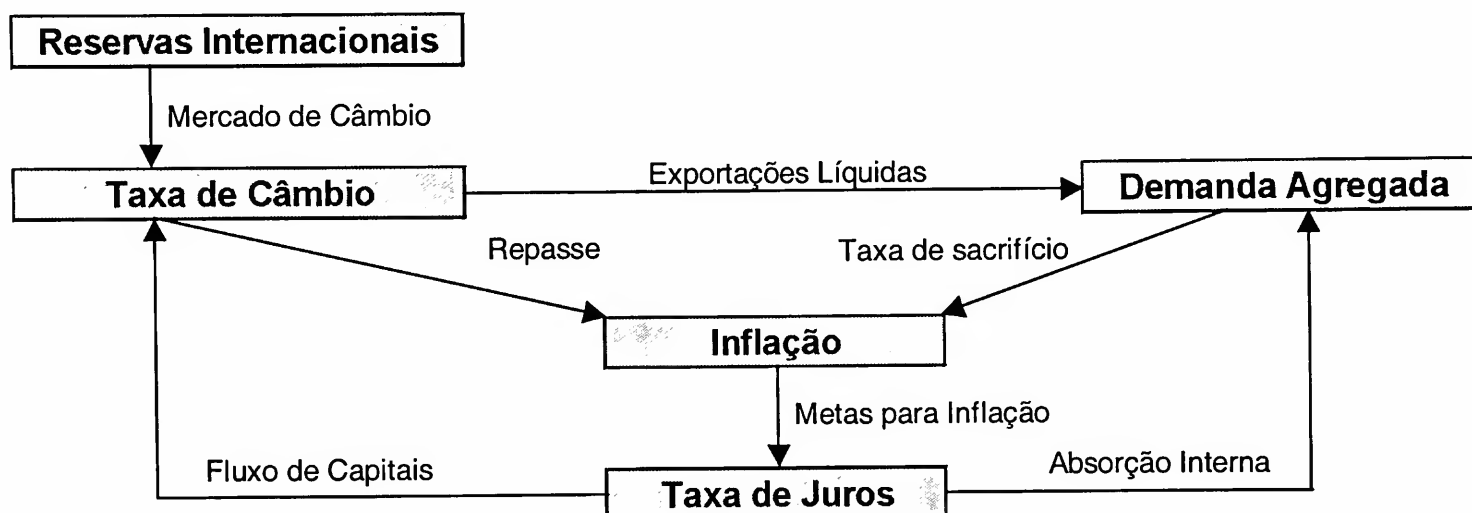
5 É curioso notar que os dados trazem evidência de que o *timing* da relação entre nível de atividade e inflação é um pouco mais longo do que aparece nas publicações divulgadas pelo Banco Central, sendo de dois trimestres, e não de apenas um. (Bogdanksi, Tombini e Werlang, 2000; ou Relatório de Inflação, março de 2000).

6 Normalmente a literatura ainda subdivide este canal em dois: via mercado de crédito e via mercado de ativos, da demanda por moeda. Para nossos interesses, esta divisão, conquanto possa ser de extrema relevância para a economia brasileira de hoje, não tem importância central.

7 Svensson (1998) faz referência ainda ao “canal das expectativas”, por meio do qual a política monetária afeta a inflação esperada e, logo, a inflação. Esse canal não é analisado neste artigo devido à dificuldade natural de modelá-lo adequadamente com os dados disponíveis.

Suponha que um choque qualquer ameace o cumprimento da meta para a inflação. A Figura 4 ilustra as possíveis ações preventivas do Banco Central para baixar a inflação e garantir o cumprimento da meta. Em primeiro lugar, ele pode controlar a inflação reduzindo o nível de atividade, via absorção interna, e aumentando a taxa de juros. Em segundo lugar, o Banco Central pode usar sua influência sobre a taxa de câmbio (utilizando reservas, ofertando títulos cambiais) e afetar diretamente a inflação por meio do peso dos bens de consumos importados na cesta do IPC, ou do preço de bens intermediários importados no custo de produção doméstico. Em terceiro lugar, a taxa de câmbio pode ainda afetar a inflação indiretamente, por meio de seu efeito sobre a demanda agregada via exportações líquidas.

Figura 4
Fluxograma dos Mecanismos de Transmissão para Economia Aberta



Das 3 formas possíveis descritas acima, as mais relevantes para uma economia aberta são as duas primeiras, e já foram, inclusive, temas de diversos artigos. (Goldfajn, 2000) O terceiro mecanismo, que diz respeito aos efeitos indiretos da taxa de câmbio sobre a taxa de inflação, via nível de atividade, tem permanecido à margem do debate. Tais efeitos são ignorados em um fluxograma semelhante à Figura 4, que é apresentado no Relatório de Inflação de março de 2000 e no artigo de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), no qual são explicados os mecanismos de transmissão de política monetária.

Este mecanismo, apesar de pouco debatido no Brasil, é extremamente relevante em alguns países. Existe evidência empírica de que, para alguns países, os efeitos comparativos entre a taxa de câmbio e a taxa de juros sobre o nível de atividade é de 4 para 1. Isso quer dizer que uma desvalorização de 4% possui, aproximadamente, o mesmo efeito total (em 6 a 8 trimestres) sobre a demanda agregada que uma queda de 1% na taxa de juros. Em outras

palavras, um movimento da taxa de câmbio de 1,900 para 1,976 reais por dólar equivaleria a uma queda na taxa de juros de 16,5% para 15,5%. Para países como Canadá e Nova Zelândia, estima-se que este efeito é ainda mais forte. No Canadá estes pesos são de 3 para 1 e na Nova Zelândia, apenas 2 para 1. (Bernanke *et al.*, 1999)

Tabela 3
Equivalência entre Taxa de Câmbio e Taxa de Juros
(desvalorização estimada que possui mesmo efeito sobre a
demanda agregada que uma queda de 1% na taxa de juros)

País	Pesos	Desvalorização	Queda nos Juros
Nova Zelândia	2:1	2%	1%
Canadá	3:1	3%	1%
Maioria dos Países	4:1	4%	1%

Fonte: Bernanke *et al.* (1999)

4.2 A relação entre taxa de câmbio e nível de atividade via exportações líquidas

No segundo semestre de 2000 a balança comercial voltou a registrar déficits e reverteu a tendência de um superávit crescente que superou US\$ 1 bilhão em agosto do mesmo ano. A possibilidade de se fechar o ano com um déficit comercial decepcionou o mercado e gerou pessimismo em alguns agentes com relação à sensibilidade da balança comercial à taxa de câmbio.

Na verdade, grande parte do fraco desempenho da balança comercial pode ser atribuída ao choque adverso nos termos de troca. (Monteiro, 2000) Apesar do pessimismo, as exportações líquidas brasileiras efetivamente são sensíveis à taxa de câmbio real. A Tabela 4 mostra o resultado de estimações do saldo comercial trimestral em suas 3 próprias defasagens e na taxa de câmbio real Brasil/EUA, abrangendo o período desde 1985 até os dias de hoje.

Tabela 4**Regressão Trimestral para o Saldo Comercial****Variável Dependente: Saldo Comercial Trimestral; Amostra ajustada: 1985.1-2000.3**

Variável Explicativa	Coefficiente	P-Valor
CONSTANTE	-1246.9	0.060
CÂMBIO REAL	15.932	0.035
SALDO (-1)	0.892	0.000
SALDO (-2)	-0.516	0.002
SALDO (-3)	0.469	0.000
R^2		0.77
D^2 ajustado		0.754
Durbin-Watson		2.024
Estatística-F		46.118
Prob(Estatística-F)		0.000

Fonte: Secex e *Gazeta Mercantil*.

Como podemos concluir pelo baixo p-valor⁸ obtido, o saldo comercial reage positivamente a uma desvalorização real ocorrida no trimestre. Ocorre que esse efeito positivo entre as variáveis só pode ser captado uma vez controlado pela dinâmica própria da balança comercial, o que é ilustrada pela presença significativa das 3 primeiras defasagens do saldo comercial, que fazem com que o efeito imediato de um movimento da taxa de câmbio seja pequeno relativamente ao efeito total de longo prazo. Em outras palavras, o efeito existe, mas é lento e persistente. As razões possíveis para esta persistência podem ser buscadas em aspectos microeconômicos da própria atividade exportadora em um país que não tem propriamente uma estratégia de economia exportadora. Por exemplo, os investimentos, tanto em exportações como em substituição de importações, envolvem um horizonte de decisão bem superior a um trimestre.

A Figura 5 e a Tabela 5 ilustram este ponto. Na Figura 5, podemos observar os efeitos de uma desvalorização na taxa de câmbio real de 10% sobre o saldo comercial, trimestre a trimestre. Observe-se que o ganho imediato (no primeiro trimestre) é de apenas US\$ 159 milhões. Após 1 ano, o efeito acumulado sobe para US\$ 387 milhões, atingindo US\$ 618 milhões após 2 anos. Note-se que o efeito acumulado total de longo prazo é superior a US\$ 1 bilhão e pode estar seriamente subestimado, tendo em vista a raridade dos episódios de

8 O p-valor pode ser definido como a probabilidade do coeficiente estimado ser igual a zero. Quanto menor o p-valor, mais significativa é a influência de movimentos desta variável sobre movimentos da variável dependente.

desvalorização cambial no Brasil. A Tabela 5 reproduz esses valores, assim como os valores para diferentes hipóteses sobre desvalorização real da taxa de câmbio.

Figura 5
Taxa de Câmbio Real e Saldo Comercial (efeito de uma desvalorização real de 10% sobre o saldo comercial a cada trimestre)

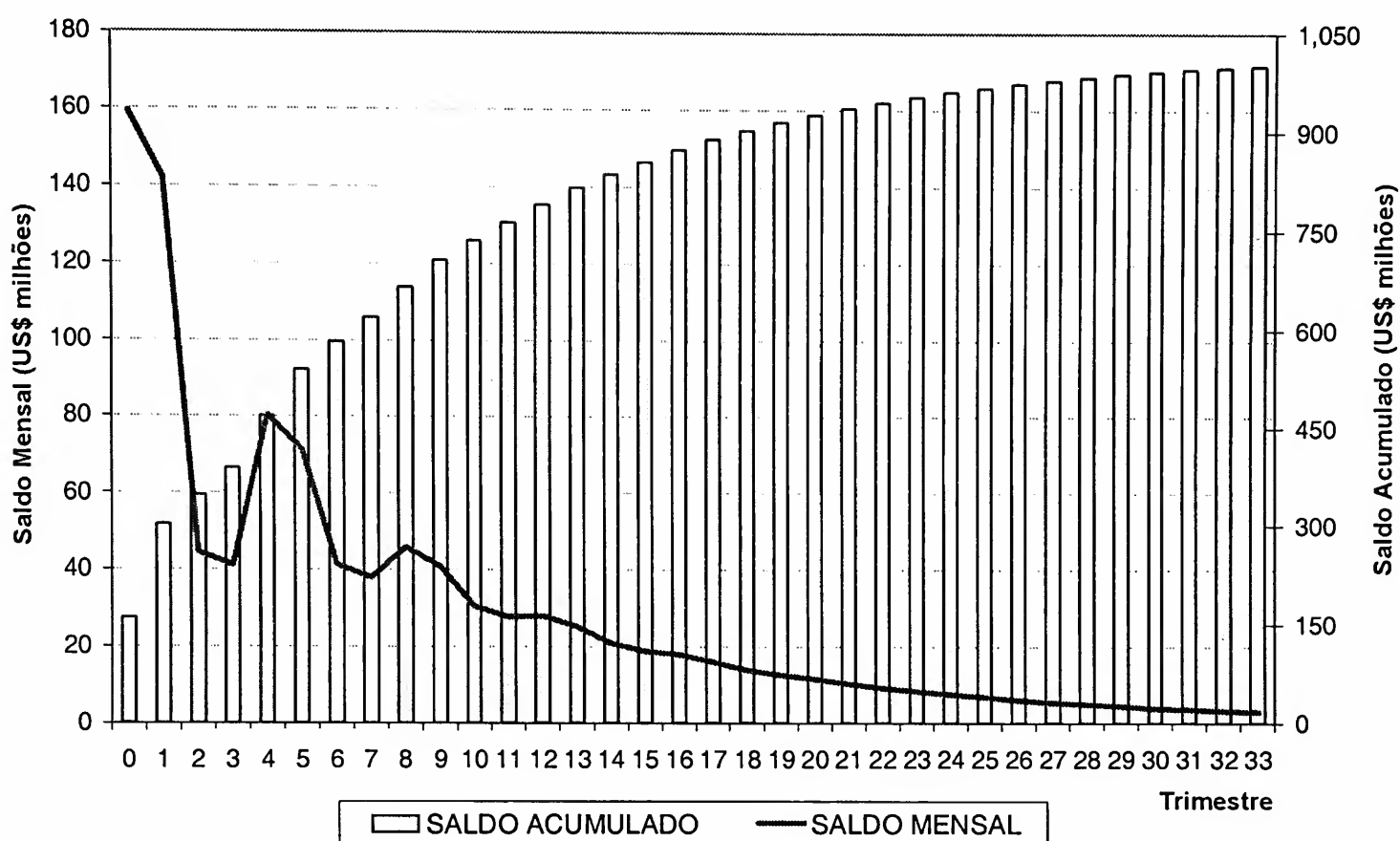


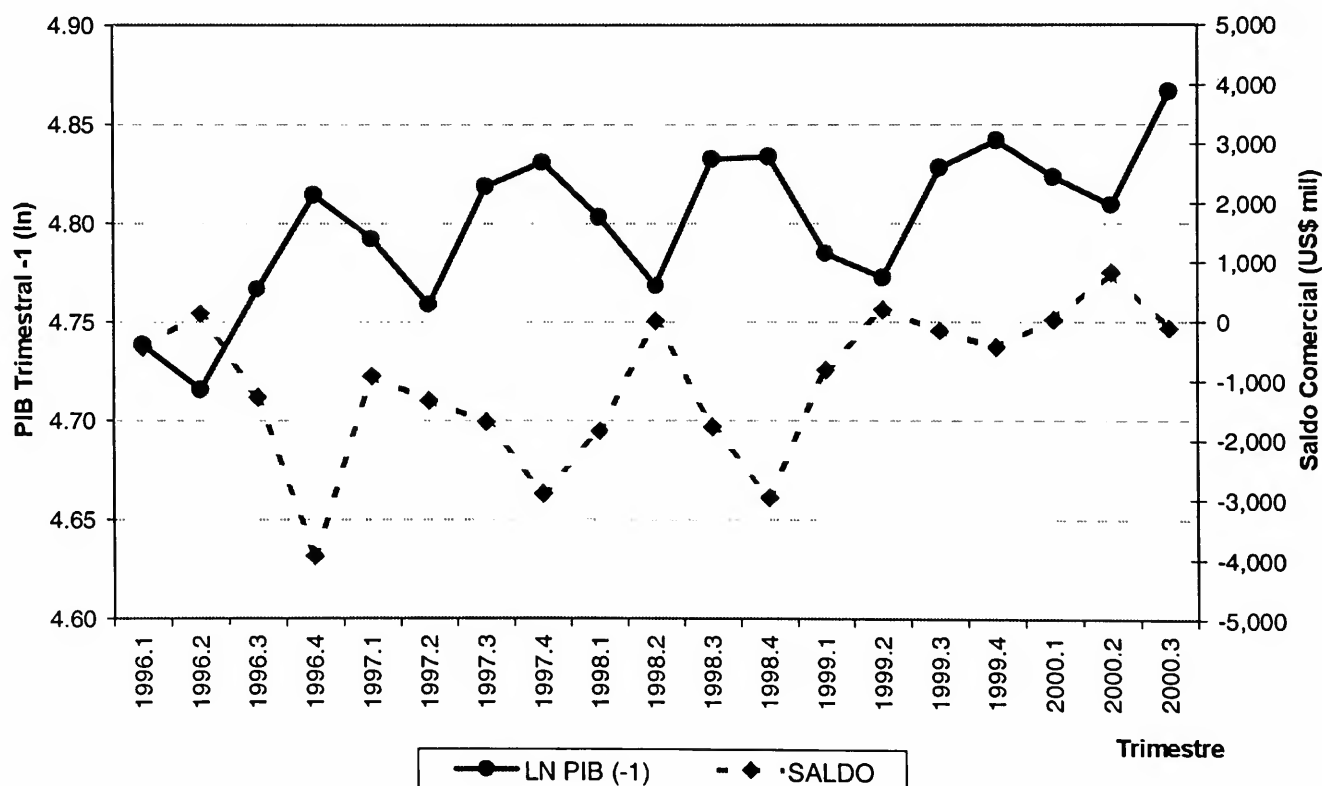
Tabela 5
Ganho Acumulado na Balança Comercial (em US\$ milhões, para cada hipótese de desvalorização cambial real)

Desvalorização Real	5%	10%	20%	50%
Ganho Acumulado				
Mesmo Trimestre	79.66	159.32	318.64	796.61
Em 1 ano	193.54	387.08	774.15	1,935.38
Em 2 anos	308.93	617.86	1,235.71	3,089.28
Longo Prazo	513.03	1,026.05	2,052.10	5,130.26

A teoria prevê uma relação positiva entre as exportações líquidas e o nível de atividade. O argumento é bastante intuitivo. Imagine-se que um grande parceiro comercial entre em um *boom* de crescimento, ou que um choque nos preços internacionais favoreçam nossos termos de troca. Ambos os eventos aumentariam o valor de nossas exportações líquidas e significariam mais renda para o setor exportador, seus empregados e clientes, estimulando a demanda agregada.

A relação de causalidade no Brasil, entretanto, parece ser inversa. É a demanda agregada que define os rumos da balança comercial. Em outras palavras, desde que diversificou sua pauta de exportações nos anos setenta e oitenta, o Brasil exporta o que sobra e importa o que falta. Esse comportamento é ilustrado na Figura 6. Note-se como, desde 1996, um crescimento do PIB em um trimestre está associado a uma piora no saldo comercial no trimestre seguinte.

Figura 6
PIB Trimestral (-1) e Saldo Comercial



Fonte: IBGE e Secex.

Um teste de causalidade de Granger confirma a intuição presente na Figura 6. A Tabela 6 apresenta o resultado de um teste de causalidade de Granger entre o hiato do PIB trimestral e o saldo comercial desde 1990 para 4 defasagens. A probabilidade de o hiato NÃO causar, no sentido de Granger, o saldo comercial é menor do que 1%. Note-se que a recíproca (saldo comercial não causa hiato) só pode ser rejeitada a mais de 15%.

Tabela 6
Hiato do PIB e Saldo Comercial Trimestral
Teste de Causalidade de Granger. Amostra: 1990.1-2000.2

Hipótese Nula	Estatística-F	Probabilidade
HIATO não Granger causa SALDO	4.156	0.009
SALDO não Granger causa HIATO	1.738	0.170

Fonte: IBGE e Secex.

Essa “causação inversa” entre demanda agregada e exportações líquidas contribui para um efeito curioso na estimação dos efeitos da taxa de câmbio sobre o nível de atividade econômica para a economia brasileira pós-Plano Real. A equação estimada é apresentada a seguir (Tabela 7). Os dois primeiros componentes são necessários para o controle do padrão sazonal, da inércia e dinâmicas fortemente presentes em séries temporais do nível de atividade. Mas as duas últimas variáveis são as mais interessantes do ponto de vista de política monetária.

Tabela 7
Curva IS para Economia Aberta.
Variável Dependente: Hiato do PIB. Amostra ajustada: 1995.1-2000.3

Variável Explicativa	Coefficiente	P-Valor
HIATO (-1)	0.505	0.018
HIATO (-2)	-0.216	0.309
Selic (-1) –IPCA (-1)	0.609	0.004
CAMBIO (-1)	0.046	0.017
DUMMY 1	-0.237	0.020
DUMMY 2	-0.289	0.005
DUMMY 3	-0.267	0.008
DUMMY 4	-0.244	0.019
R ²	0.921	
D ² ajustado	0.882	
Durbin-Watson	2.127	
Estatística-F	23.333	
Prob(Estatística-F)	0.000	

Fonte: IBGE e *Gazeta Mercantil*.

Em primeiro lugar, o coeficiente positivo significativo estimado para a taxa de juros real confirma que um aumento na taxa de juros é eficaz em aumentar o hiato do produto, ou seja,

em reduzir o nível de atividade. Porém, o mais curioso está no coeficiente positivo e significativo estimado para a taxa de câmbio real. Isto quer dizer que uma taxa de câmbio mais desvalorizada está associada a um maior hiato do produto, ou seja, a um menor nível de atividade de curto prazo.

Este coeficiente é resultado, em parte, da ausência de um perfil de comércio exterior que seja mais independente das flutuações da demanda agregada, conforme já comentado anteriormente, que é típico de países que exportam o que sobra. Mas ele é também evidência a favor da hipótese levantada de que a taxa de câmbio determina e é determinada pela percepção de risco. Dessa forma, o coeficiente positivo estaria captando o efeito do otimismo que é revelado em períodos de câmbio apreciado, que coincidem com altos investimentos externos e internos, confiança no consumo e nível de atividade elevado. Ou seja, não precisa necessariamente estar associado ao “efeito expansionista das exportações estimuladas pelo câmbio” O que há é uma correlação positiva entre pressões da taxa de câmbio sobre a taxa de juros, as duas variáveis determinadas pela percepção de risco.⁹

Finalmente, a interpretação dos coeficientes, apresentados na Tabela 7 deve ser cautelosa. Ela não serve de base para argumentos em favor de uma valorização cambial como elemento de estímulo à economia a curto prazo, ou vice-versa, uma desvalorização como elemento de controle de demanda. Mas ela serve de apoio empírico ao argumento de que a política monetária brasileira ainda não pode contar com o mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para o nível de atividade via exportações líquidas, como forma de compensar a dificuldade de baixar juros. No cenário otimista, os juros baixam pela mesma razão que o câmbio real é apreciado: a entrada de financiamento superabundante. Em conjuntura pessimista, os fluxos se escasseiam, o câmbio é pressionado para cima ao mesmo tempo que os juros.

5 Conclusões

Quando se escapa das conseqüências desorganizadoras de uma desvalorização potencialmente traumática, o ambiente político pode desempenhar um papel importante na reconstrução da confiança na política econômica. E as metas de inflação foram importantes para essa reconstrução.

9 Esse efeito é captado com a inclusão das reservas internacionais na Regra de Taylor; (Carneiro, 2000c).

O impacto recessivo da desvalorização em 1999 foi menor do que o esperado e, especialmente após a vigorosa recuperação da confiança no quarto trimestre do ano, recompôs as expectativas de crescimento, o que contribuiu, por exemplo, para a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal. As esperanças de crescimento rápido ao final de 2001 foram, no entanto, ameaçadas pela pobreza dos resultados na balança comercial, que foi afetada por importantes choques de preços. A perda de relações de troca persistiu, agravada pelo choque do petróleo e, se forem permanentes, justificam maior desvalorização. Um prazo excessivamente longo entre a desvalorização e seus efeitos sobre a mudança “estrutural” no déficit externo que se esperava obter contribuiu para dificultar a recomposição do clima que viabiliza a continuidade das reformas.

Novas incertezas internacionais perturbaram as projeções de crescimento para 2001, conspiram contra o apoio político ao governo, que se tornou ainda mais precário pela manutenção de altas taxas reais de juros, e é nesse contexto que um Índice de Condições Monetárias, como forma de manter o controle da inflação sem sobrecarregar o papel dos juros poderia ser valioso. Neste artigo argumentamos que o uso desse instrumento requer, entretanto, cuidados especiais.

O crescimento esperado para o Brasil nos próximos dois anos ainda está muito suscetível a choques de fluxos de capitais externos, mas não é claro que a adoção de um ICM como instrumento tenha algum efeito positivo na situação atual, apesar de parecer uma conveniente saída técnica para uma incômoda situação política. As exportações líquidas brasileiras mostraram-se sensíveis, em termos de quantidades exportadas, o que é relevante para os efeitos sobre o nível de atividade. Porém os saldos comerciais têm respondido lentamente à taxa de câmbio a curto prazo, o que significa que, no quadro atual de preços internacionais, defasagens longas ainda devem ser esperadas. Assim, seria recomendável a manutenção de um nível de atividade inferior ao desejado, mas que poderia significar desgaste político para a política monetária. Um longo processo de recuperação do crescimento e da confiança na economia argentina, por exemplo, poderia ter este efeito.

As discussões da lógica macroeconômica do uso do Índice de Condições Monetárias mostram que os mecanismos de compensação do uso parcial do câmbio, em lugar dos juros, como instrumento de controle monetário,¹⁰ poderia, no caso brasileiro, ser um fator adicional

10 É importante ressaltar que o governo exerce apenas algum (e limitado) controle simultâneo sobre a taxa de juros e a taxa de câmbio, que afetam as decisões de consumo, investimento e alocação de carteira dos agentes econômicos. Assim, o governo age diretamente apenas sobre a taxa de juros nominal, enquanto tanto a taxa de câmbio quanto a taxa de juros real são variáveis endógenas, e as relações empíricas entre as mesmas ainda são pouco confiáveis para a economia brasileira, devido aos movimentos do prêmio de risco, que podem ser excessivamente erráticos, difíceis de modelar e prever, em resposta a eventos exógenos.

de instabilidade e, portanto, prejudicial ao crescimento. Destacamos duas peculiaridades, no caso brasileiro, quando comparado com outros países que podem obter ganhos com o uso do Índice: a influência do nível de atividade sobre o saldo comercial e o efeito da confiança nos rumos da economia sobre o investimento e a poupança internos (necessários para o crescimento) e sobre os fluxos de capitais que financiam o déficit em conta corrente. O resultado é que diante de um surto de instabilidade (tal como o que resultaria de uma crise argentina prolongada) alargam-se os intervalos de confiança para a taxa de câmbio em horizontes de um ano ou mais, fragilizam-se os fluxos de investimentos, lançam-se novas dúvidas sobre as vantagens e desvantagens da flutuação cambial, caso a adequação do nível de atividade à disponibilidade de financiamento estável requeira uma freada no nível de atividade capaz de piorar a qualidade do projeto de recuperação econômica. Entretanto, o uso de um Indicador de Condições Monetárias que justifique maior desvalorização, em lugar de menores taxas de juros, pode piorar o quadro de instabilidade, caso prevaleça o quadro desfavorável para os preços de exportação. Neste caso, as propostas de maior intervenção governamental nas decisões privadas de investir, maior uso de recursos públicos no direcionamento dos investimentos privados e, até mesmo, pleitos de maior protecionismo voltam à ordem do dia, apesar da experiência histórica em toda parte apontar para o caráter precário das iniciativas que implicam a absorção, pelo Estado, dos riscos que devem e podem ser privados.

O artigo apresenta evidências de que o saldo comercial é mais sensível, a curto prazo, ao nível de atividade do que ao câmbio; de que a causalidade é que a recessão precede as melhorias de saldo comercial; e de que a taxa de câmbio tem-se mostrado negativamente correlacionada ao nível de atividade. Ou seja, aumentos da taxa de câmbio real têm convivido com aumentos da recessão, o que nos leva a questionar se o papel do câmbio como mecanismo de transmissão da política monetária pode justificar o uso do câmbio como alternativa para a desgastante política de juros elevados. O objetivo de tentar obter combinações de saldos comerciais e nível de atividade que sejam politicamente mais atraentes a curto prazo é, assim, dificultado, acreditando-se na evidência que pudemos recolher.

Há algum pessimismo inexorável que decorra desta análise? Não necessariamente, pois a evidência acerca dos mecanismos de transmissão é perfeitamente consistente com a promoção do crescimento baseado em exportações, desde que isso seja visto como uma tarefa de mudança estrutural. Deve ser vista, assim, desenvolvendo-se a prazo mais longo, a partir da construção de atividades e projetos voltados efetivamente para as exportações, o que é sempre um desafio difícil em economias grandes e diversificadas. Tentativas de aceleração deste processo que podem ser oriundas de supostos imperativos de ordem política, por exemplo, podem resultar em mais desconfiança e fragilidade externa do que crescimento, especialmente

caso os esforços feitos para fazer a economia andar mais rápido com mais desvalorização tiverem efeito negativo sobre a inflação esperada e tiverem o custo de comprometer os objetivos de austeridade fiscal. A opção por uma economia diversificada e financeiramente aberta envolve a atitude de manter em equilíbrio as contas públicas e dar prioridade, a curto prazo, para conter as pressões inflacionárias. Nestes últimos anos, essa estratégia tem contribuído para a reconstrução da confiança dos investidores (sejam residentes ou não), capaz de gerar bons prognósticos para o crescimento econômico com estabilidade.

Apêndice

Nesta seção apresentamos maior detalhamento das equações estimadas e comentadas ao longo do artigo. Os dados utilizados são os seguintes:

IPCA. taxa de inflação acumulada no trimestre pelo IPCA (IBGE);

HIATO: diferença % do PIB trimestral potencial para o PIB trimestral efetivo, calculado por meio de uma tendência linear desde 1992 (exceto para equação do saldo, onde utilizamos tendência linear desde 1990 para obter um maior número de observações);

JUROS REAL: taxa de juros real Selic deflacionada pelo IPCA acumulada no trimestre;

DCAMBIO: primeira diferença do logaritmo natural da soma da taxa de câmbio com o PPI americano;

SALDO: saldo da balança comercial acumulado no trimestre em US\$ mil;

CAMBIO REAL: índice trimestral de taxa de câmbio real Brasil/EUA deflacionado pelo IPCA e pelo PPI americano, base 2000.3 = 100.

Referências bibliográficas

Agosin, M. R., Ffrench-Davis, R. Managing capital inflows in Chile. *WIDER Conference on Short-Term Capital Movements and Balance of Payments Crises*. Helsinque: World Institute for Development Economics Research, manuscrito, maio de 1997

- Ball, L. Policy rules and external shocks. *NBER Working Paper Series*, n. 7910, setembro 2000.
- Banco Central do Brasil. *Relatório de inflação*. Brasília, março de 2000.
- Bernanke, B., Laubach, T. Mishkin, F., Posen, A. *Inflation targeting: lessons from the international experience*. Princeton University Press, 1999.
- Bogdanski, J., Tombini, A.; Werlang, S. Implementing inflation targeting in Brazil. *BCB Working Paper*, n. 1, julho de 2000.
- Carneiro, D. D. Um ano de metas de inflação. Vitórias, dúvidas e os novos riscos. *Carta Econômica Galanto (a)*, julho de 2000.
- _____. Inflação, crescimento e juros em 2001. *Carta Econômica Galanto (b)*, setembro de 2000.
- _____. Reservas cambiais e taxas de juros no Brasil. *Carta Econômica Galanto (c)*, outubro de 2000.
- Carneiro, D. D., Wu, T. Reputação, preferências do Banco Central e efeitos reais de choques monetários. *Carta Econômica Galanto*, outubro de 2000.
- Franke, J., Schmuckler S., Servén, L. Verifiability and the vanishing intermediate exchange rate regime. *NBER Working Paper Series*, n. 7901, NBER, setembro de 2000.
- Goldfajn, I. O mecanismo de transmissão relevante. *Carta Econômica Galanto*, abril de 2000.
- Monteiro, A. D. Balança comercial pós-desvalorização de 1999: as perspectivas para os próximos dois anos. *Carta Econômica Galanto*, setembro de 2000.
- Sargent, T. Discussion of 'Policy rules for open economies' by Laurence Ball. *NBER Conference on 'Monetary Policy Rules'*, janeiro de 1998.
- Svensson, L. Inflation targeting as a monetary policy rule. *NBER Working Paper Series*, n. 6790, novembro de 1998.
- Woodford, M. Pitfalls of forward-looking monetary policy. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, janeiro de 2000.

A simple model for inflation targeting in Brazil*

Paulo Springer de Freitas[§]

Marcelo Kfoury Muinhos[§]

RESUMO

Com base em um modelo de 6 equações de Haldane e Battini (1999), estimamos equações de Philips e IS para o Brasil após o Plano Real, para estudar o mecanismo de transmissão da política monetária. Os resultados mostram que a taxa de juros afeta o hiato de produto com uma defasagem de um trimestre e que o produto está positivamente relacionado com a inflação com uma defasagem apenas. A desvalorização da taxa de câmbio nominal também tem um efeito contemporâneo sobre a inflação. Nós fizemos também simulações estocásticas para descrever a volatilidade dos loci de inflação e de hiato de produto sob regras alternativas do tipo Taylor e sob uma regra ótima que minimiza uma função de perda, a qual depende da média ponderada das variâncias da inflação e do hiato de produto. As simulações estocásticas mostraram que, quando comparada com a variância da inflação, a variância do hiato de produto parece ser mais sensível aos pesos dados na função de perdas. Também mostraram que os procedimentos de otimização mais longos do que 6 períodos são ineficientes e que os horizontes de fronteira mais eficiente são definidos no intervalo de 2 a 4 períodos. Finalmente, regras subótimas simples, como as do tipo Taylor, podem desempenhar tão bem como as regras ótimas, dependendo dos parâmetros escolhidos e das preferências do Banco Central.

Palavras-chave: metas de inflação, mecanismos de transmissão.

ABSTRACT

Based on a 6 equation model by Haldane and Battini (1999), we estimated a Phillips and an IS equations for Brazil after the Real Plan, in order to study the transmission mechanism of the monetary policy. The results show that interest rate affects output gap with a lag of one quarter and output is positively related to inflation with a one lag only. The devaluation of the nominal exchange rate has also a contemporaneous effect on inflation. We also made stochastic simulations in order to depict the inflation and output gap volatility loci under alternative Taylor-type rules and under an optimal rule, which minimizes a loss function that depends on a weighted average of inflation and output gap variances. The stochastic simulation showed that when compare to the variance in inflation, output gap variance appears to be more sensitive to the weights given in the loss function. It also showed that optimization procedures longer than 6 periods are inefficient and the most efficient frontier horizons are set within the range of 2 to 4 periods. Finally, sub-optimal but simple rules, like Taylor type rules can perform as well as the optimal ones, depending on the parameters chosen and on the preferences of the Central Bank.

Key words: inflation targeting, transmission mechanism.

JEL classification: E310, E400.

* We would like to thank without any implication Alexandre Tombini, Joel Bogdanki, Solange Gouvea, Fábio Araújo and all the participants of the “Inflation Target Seminary” occurred in Rio de Janeiro, May 1999, sponsored by the IMF. The views expressed within are not necessarily those of the Central Bank of Brazil. email Marcelo.Kfoury@bcb.gov.br, paulo.freitas@bcb.gov.br

§ Central Bank of Brazil - Research Department.

Recebido em abril de 2001. Aceito em dezembro de 2001.

1 Introduction

Brazil adopted a formal inflation-targeting regime in June 1999, six months after the switch in the exchange rate regime to a floating system.¹ The main feature of the new monetary policy is to look at (expected) future inflation to decide the current interest rate. The underlying idea is to have an anticipative stance in order to consider the lag effects of interest rate on inflation through the aggregate demand transmission mechanism.²

Many Central Banks that adopted this new framework in the nineties were able to control inflation with more transparency and credibility than before. As the name suggests, under an inflation-targeting regime, the Central Bank main objective is to keep inflation within a predefined band. This contrasts with other nominal anchors, like exchange rate and monetary targets. Although there is a theoretical support for a relationship between monetary aggregates and inflation, empirical evidence shows that such relationships are not stable.

Among other papers on inflation targeting models and alternative interest rate rules we focus on three: Haldane and Battini (1999) Levin, Wieland and Williams (1999) and Taylor (1999). Haldane and Battini (1999) emphasize the importance of a forward-looking interest rate rule, which performs almost as good as an optimal rule, even if the output variable is not directly included in the loss function to be minimized. The authors summarize in a 6-equation model the most important features of the inflation target framework.

Levin, Wieland and Williams (1999) analyse four models and compare a wide set of policy rules to conclude that:

“even in large models with hundreds of state variables, three variables (the current output gap, a moving average of current and lagged inflation rates, and lagged ‘interest rates’) summarize nearly all the information relevant to setting the ‘interest rate’ efficiently.” (p. 31).

Taylor (1999) summarizes the common features of the models that deal with inflation targeting. All of them are stochastic, dynamic and economy-wide. He also pointed out that:

“even the larger models can be described conceptually as “three relationship” system. (one relationship being the policy rule). Equation re-

1 England and Sweden are examples of countries that also introduced inflation targeting systems after a change in the exchange rate regime. Inflation targeting is also used in New Zealand, Australia, Chile, Israel and Spain.

2 References about the transmission mechanism include King (1997), Ball (1999) and Svenson (1998).

lating consumption, investment and net exports to interest rate and the exchange rate combine to form an IS block of equation; wage and price setting with exchange rate pass through combine to form a price adjustment block of equation.”

Taylor (1999) concludes that there is no significant improvement on the results when substituting a simple policy rule for a complex one. In addition complex policy rule that incorporate inertial factors are more dependent on rational expectation assumptions.

The main objective of this paper is to estimate an IS and a Phillips equations for Brazil in order to simulate the effects of different interest rate rules on the variance of inflation and output gap. The benchmark is the optimal interest rate rule, obtained by minimizing a loss function, which is a weighted average of the variance of inflation and output gap.

The next section presents the Haldane-Battini model and the structure of the IS and Phillips equations. Section 3 contains the estimations of the 2 equations, section 4 shows the results of the stochastic simulations for optimal and alternative Taylor-type rules. The last section presents the conclusive remarks. The stochastic simulation showed that when compared to the variance in inflation, output gap variance is more sensitive to the weights given in the loss function. It also showed that optimization procedures longer than 6 periods are inefficient and the most efficient frontier horizons are between 2 and 4 periods. Finally, sub-optimal but simple rules, like Taylor type rules can perform as well as the optimal ones, depending on the parameters chosen and on the weights given in the loss function. This is a similar result to the one found in Levin, Wieland and Williams (1999) and is good news in the sense that the monetary authority may be able to adopt simpler rules with few consequences in terms of generating excessive output and inflation volatility.

2 A model for the transmission mechanism using output gap

2.1 Haldane and Battini model

As a starting point we used a small, open-economy, log-linear rational expectations macro-model found in Haldane and Battini (1999), which has 6 equations:

$$y_t - y_t^* = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t+1} + \alpha_3 [i_t - E_t(\pi_{t+1})] + \alpha_4 (e_t + p_t^c - p_t^{cf}) + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$m_t - p_t^c = \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$E_t(e_{t+1}) = e_t + i_t - i_t^f + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

$$p_t^d = 1/2[w_t + w_{t-1}] \quad (4)$$

$$w_t - p_t^c = \chi_0[E_t(w_{t+1}) - E_t(p_{t+1}^c)] + (1 - \chi_0)[w_{t-1} - p_{t-1}^c] + \chi_1(y_t - y_t^*) + \varepsilon_{4t} \quad (5)$$

$$p_t^c = \phi p_t^d + (1 - \phi)e_t \quad (6)$$

where, y is the log of the real GDP, y^* is the log of the potential output, i is nominal interest rate, $E(\pi)$ is the inflation expectation, ε is the nominal exchange rate, p^f is the international price index, p^c is the price index, and the last term of IS equation is ε_1 is the demand shock. For the LM equation, m is the monetary basis and e_2 is the monetary shock. i^f is the nominal foreign interest rate and ε_3 is the risk premium. For the wage formation equation, w is the nominal wage and ε_4 is the wage shock.

Equation (1) is a usual IS curve, where the output gap depends negatively on the real interest rate and positively on the real exchange rate. Equation (2) is a regular LM curve, in which money demand depends on nominal interest rate and output. Equation (3) is an uncovered interest parity, that does not included a risk premium variable.

Equation (4) and (5) are the supply side. Equation (4) is a mark-up over weighted average contract wages. Equation (5) is a wage contracting equation. The lag/lead weights sum up to one to generate a vertical log-run Phillips curve. The output gap also is included in this equation.

Equation (6) is consumption price index, depending on the domestic goods and imported goods.

After some manipulation in (4)–(6), the authors come with a reduced-form Phillips curve of the model:

$$\pi_t = \chi_0 E_t(\pi_{t+1}) + (1 + \chi_0)\pi_{t-1} + \chi_1(y_t - y_{t-1}) + \mu[(1 - \chi_0)\Delta c_t - \chi_0 E_t \Delta c_{t+1}] + \varepsilon_5 \quad (7)$$

where c_t is the real exchange rate. There is a term for the output gap (which is the most important to explain the interest rate transmission mechanism), and the weighted backward and forward-looking inflation terms represent the inflation persistence. The last two terms are the exchange rate pass-through, where m is the pass-through coefficient and ε_t is the cost-push shock. The long-run vertical Phillips curve restriction is only in the lag and lead term for inflation.

2.2 Two equation model

This paper is going to work with an even simpler model, with three equations: an IS curve, a Phillips curve; and an equation for nominal exchange rate:

$$y_t - y_t^* = \beta_1 r_{t-1} + \beta_3 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \beta_2 f d_{t-1} + \beta_3 c_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_3 (e_t - e_{t-1}) + \eta_t \quad (9)$$

$$e_t = e_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Equation (8) is an open economy IS curve, where output gap ($y - y^*$) depends on its own lags, on the lagged ex-post real interest rate (r), on the lagged real exchange rate (Δc), on the lagged fiscal deficit (fd) and on a demand shock (ε).

Equation (9) is an open economy Phillips curve. Inflation (π) depends on a lag of itself, on a lag of output gap, on a change in the nominal exchange rate (Δe) and on a shock (η). The exchange rate affects inflation directly through the price of imports and indirectly thorough its effects on the output gap. The main differences from Haldane-Battini model are the absence of a forward-looking term for inflation and the nominal exchange instead of the real one in the Phillips curve.³

Equation (10) is the exchange rate determination, which is assumed to follow a random walk.

3 We also do not include a forward term for the output gap, we did include a term for the primary budget surplus on the IS curve. The random walk hypothesis for the exchange rate is also mild, since no one really believes in the UPI. See discuss about exchange rate forecast in Muinhos, Freitas e Araujo (2001)

In this model, the transmission mechanism from interest rate to inflation occurs only through the aggregate demand channel, and it takes two periods for interest rate changes to affect inflation. Observe that modeling exchange rate through a random walk precludes the often-mentioned exchange rate channel, where its appreciation follows increases in interest rates via UIP. Despite the theoretical appealing of modeling exchange rate through UIP, predictions of future exchange rate using a random walk specification usually outperforms the predictions based on UIP.⁴

Given equations (8)-(10), the Central Bank chooses interest rate at each period and such decision will affect inflation from two periods ahead on. It is therefore necessary to specify the Monetary Authority decision mechanism. Among others Taylor type rules and optimal rules are the most popular ones.

In the case of Taylor rules, the interest rate is set as a linear function of to the current behavior of two variables: the wedge between observed inflation and the target and the output gap. Such rules can also be extended including other variables, like exchange rate or past interest rate, as well as using expected variables instead of observed ones.

In the case of optimal rules are ones were the interest rate is the solution of a minimization of a loss function subject to some constraints that should characterize the transmission mechanism. For example, the Central bank chooses the real interest rate that minimize the following loss function:

$$\underset{r_t}{\text{Minimize}} L_t = \sum_{i=0}^T \delta^i \{ \lambda E_t [(\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*)^2] + (1-\lambda) E_t [(y_{t+i} - y_{t+i}^*)^2] \}$$

s.t. equations (8) - (10).

This is a typical problem in the literature of inflation targeting,⁵ where λ is the weight the Central Bank places on the variance of inflation, δ is the discount factor, y is output, y^* is potential output and π^* is the targeting for inflation.

4 See, for example, Wadhvani (1999).

5 See, for instance, Svensson (1995) and Svensson (1997).

3 Estimations

The estimation used quarterly data and the variables are expressed in their logarithms. Inflation is measured by the general price index IGP-DI/FGV. The output proxy is GDP, and the gap is estimated by log of GDP minus log of potential output. The estimation of the potential output is a difficult and controversial task and we used the Hodrick-Prescott filter. The nominal exchange rate is the period average of the ask prices, and the nominal interest rate is the Selic rate, the equivalent to US Fed funds rate. The fiscal variable chosen is the federal government primary deficit, measured as percentage of the GDP. The real interest rate was calculated by deflating the nominal interest rate using the IGP-DI. In order to obtain the real exchange rate, the nominal one was multiplied by the US producer price index and divided by the IGP-DI.

The sample period ranged from 1992:4 to 1999:1 to estimate the IS equation and ranged from 1995:1 to 1999:2 to estimate the Phillips curve. We decided to restrict the data range for the Phillips equation, restricting the sample after the Real Plan in order to avoid high inflation contamination in the coefficients.

The choice to use quarterly data for such a short sample period poses the problem of too few degrees of freedom. On the other hand, quarterly data are less noisy than monthly ones. Besides, the transmission mechanism should take at least 2 quarters to occur. Consequently it would not be feasible to work with monthly data to forecast inflation one or two years ahead, as it is needed in an inflation target framework, since the standard errors of the forecasts would become very large. Finally, despite the few degrees of freedom, most of the estimated coefficients turned out to be statistically significant.

The equations were estimated using OLS. The IS curve does not contain a real exchange rate term neither a fiscal term in the present specification. But all the others terms are very significant and with the expected sign. The real interest rate was included with 1 lag. A lag of the output gap, a pulse dummy for the Real plan and a dummy for the third quarter of 1998 were also included as explanatory variables.⁶ Equation (12) shows the coefficients and their respective t-statistics.

⁶ Although agents take decisions based on long-term real interest rates, we used the short rate in this specification. The reasons for adopting the short rates, instead of the long ones are: i) there is a close relationship between the two rates in Brazil, if one considers 6 months as long term; ii) only after the Real Plan there is a reliable 6-month interest rate swap. Therefore, estimations using such rates would reduce the sample size and the degrees of freedom.

$$h_{t+1} = 0.02 - 0.39r_t + 0.73h_t + 0.38DReal_t - 0.22D983_t + \eta_{t+1} \quad (12)$$

$\begin{matrix} 2.58 & -2.16 & 7.25 & 3.05 & -2.5 \end{matrix}$

N=29 R-squared = 0.79 F-statistic = 22.8

The Phillips equation was estimated with one lagged term for inflation. The output gap entered the equation with one lag, and the devaluation of the nominal exchange rate seems to be contemporaneous, with a pass-through of 20%.

Equation (13) shows the coefficients and their respective t-statistics.

$$\pi_{t+2} = -0.006 + 0.80\pi_{t+1} + 0.31h_{t+1} + 0.20\Delta e_{t+2} + \varepsilon_{t+2} \quad (13)$$

$\begin{matrix} (-1.63) & (3.2) & (2.26) \end{matrix}$

N = 18 R-Squared = 0.72 F-statistic = 12,31

We are imposing a long-run vertically in the Phillips equation, restricting to 1 the sum of the coefficients of lagged inflation and of nominal exchange rate variation. What means that any devaluation in the exchange rate will be completely passed through prices in the long-run. Although we did not impose the restriction of no constant when estimating the parameters, this term was dropped in the simulations presented below.⁷

The effect of interest rate on inflation is indirect and takes two periods to occur. So, the control lag is two quarters. A one-percentage point increase in the real interest rate will affect negatively the output gap in 0,39 percentage point. Given that a decrease of 1 percentage point in the output gap reduces inflation by 0,31 percentage point, the final effect of the increase of 1 percentage point in interest rate will be a reduction of 0,12 percentage point in inflation in the short run. In the long run, taking into consideration the auto-regressive coefficients, the final effect would be a reduction in inflation of 0.6 pp.

In both equations we test the residuals for auto correlation. The correlograms do not show evidence of this problem. The test of the cross-correlation of the two equations residuals was also done and the result shows no evidence of that.

⁷ The pass-through coefficient is not stable. It suffers a structural break in 1999 1^o quarter with the exchange regime switch. See Muinhos (2001)

4 The optimal rule

The Central Bank is assumed to choose an interest rate path that minimize the following loss function:

$$\min_{\{i_{t+j}\}_j^n} \ell = \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^T \rho^j E_t (\pi_{t+j} - \pi_t^*)^2 + \frac{(1-\lambda)}{2} \sum_{j=1}^T \rho^j E_t (h_{t+j})^2 \quad 8$$

subject to (8)–(10), ie, the IS, Phillips and exchange rate equations, and to:

$$i_t = i_{t+1} = i_{t+2} = \dots = i_{t+n-1} = i$$

where λ is the weight the Central Bank gives to inflation variance compared to output gap variance. When the value of λ is 0, the optimal rule puts all weight on the output. Conversely, when $\lambda = 1$ means the Central Bank cares only about inflation variance.

Restriction (i) is equivalent to assume that, when setting interest rates at t , the Central Bank commits to keep the interest rate unchanged between period t and $t+T-1$. Observe that this procedure may be considered a myopic optimization problem because it only takes into account expected inflation and output gap T periods ahead, ignoring the effects of interest rate on inflation and output gap from period $T+1$ on. The use of such myopic approach, though, simplifies considerably the solution. Besides, we calculated optimal interest rates with T ranging from 2 to 8 periods and it could be concluded that it was inefficient for the Central Bank to take into consideration more than 6 quarters in the loss function.

The optimal interest rate is given by:⁹

$$i_t^* = \frac{- \left\{ \lambda \sum_{j=1}^n \rho^j (E_t \tilde{\pi}_{t+j} - \pi_t^*) a_{i,j} + (1-\lambda) \sum_{j=1}^n \rho^j E_t h_{t+j} b_{1,j} \right\}}{\lambda \sum_{j=1}^n \rho^j a_{i,j} (a_{i,j} + a_2) + (1-\lambda) \sum_{j=1}^n \rho^j b_{1,j} (b_{1,j} + b_2 + b_3)} \quad (14)$$

8 Stella and Michkin (data) shows that if model parameters are uncorrelated with interest rate, the optimization problem above is the same as:

$$\min_i \ell = \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^n \rho^j (E_t \pi_{t+j} - \pi_t^*)^2 + \frac{(1-\lambda)}{2} \sum_{j=1}^n \rho^j (E_t h_{t+j})^2$$

9 The derivation of equation (14) is shown in the appendix.

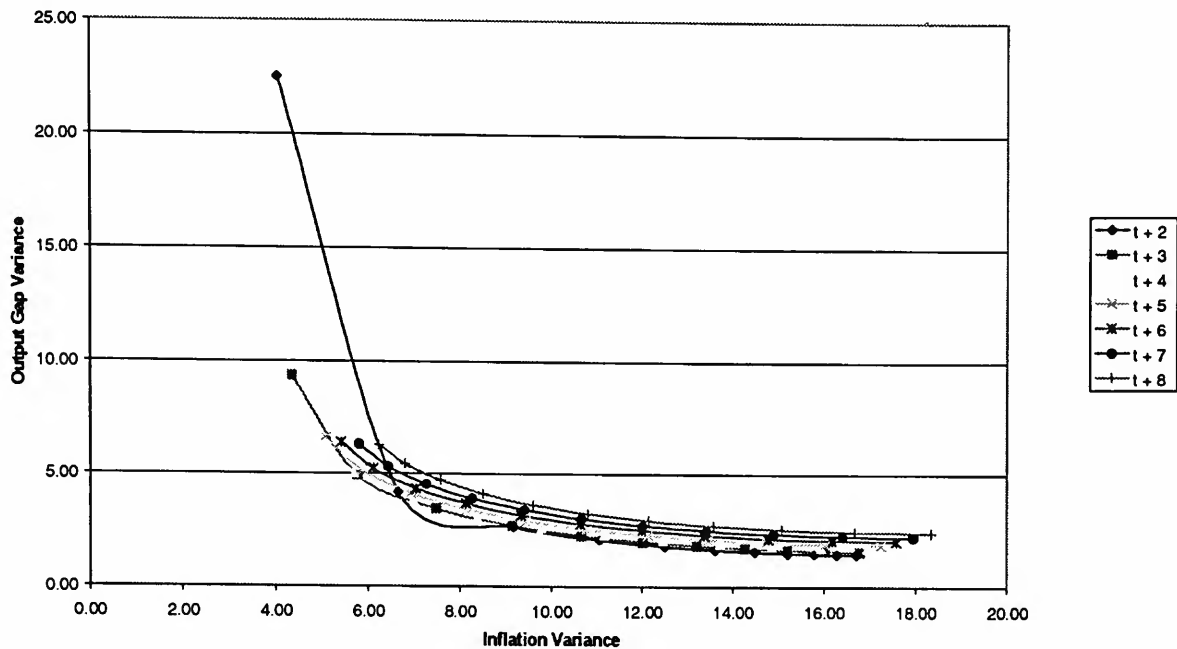
where $\tilde{\pi}_t$ and \tilde{h}_t are the components of inflation and output gap that do not depend on current and future interest rates.

From (14) one can see that, in order to calculate the optimal interest rate, it is necessary to have estimates of $E_t \tilde{\pi}_{t+i}$ and $E_t \tilde{h}_{t+i}$, $i \leq T$. The appendix shows that these variables depend on the realizations of π and h at time t , on the interest rate path from t to $t+i-1$ and on expected exchange rate variation from t to $t+i$. At time t , only π_t and h_t are known. The interest rate path is the outcome of the optimization procedure. Therefore, it is still necessary to define the exchange rate variations path. This path was constructed assuming exchange rate follows a random walk. As explained before, a drawback of this hypothesis is the lack of response of exchange rate to interest rate decisions. However, an adequate way to incorporate such responses is beyond the scope of this paper and other simpler responses, like the widely used uncovered interest rate parity condition, may yield a worse fit than random walk.

Given the interest rate rule, a stochastic simulation was made in order to build an efficient frontier, showing the output gap and inflation variance for different values of λ and different time horizons. The result is shown in Chart 1 and will be commented below. The first step is to generate a series of simulated inflation and output. At period 1, both inflation and output gap are known and the Central Bank is assumed to choose an interest rate according to the optimization problem. At period 2, shocks on inflation, output gap and exchange rate hit the economy and a new interest rate is set. The errors are assumed to be normally distributed with mean zero and diagonal covariance matrix. The variances of inflation and output gap are the ones obtained in the regressions. Concerning the shock on exchange rate, it was imputed a standard deviation of 5%. This imputation was necessary because there were only two observations in the sample with a floating exchange rate regime. This procedure was repeated for 200 periods and the efficient frontier corresponded to the variance of inflation and output gap obtained in this simulation from period 50 on.

Chart 1 presents the trade-off between inflation and GDP output that is behind the selection of a specific λ and optimization periods. Along each line, the optimization period is held constant and λ varies from 1 (all weight given to inflation variance) to 0 (all weight given to output gap variance). For low values of λ , optimization taking into account only 2 periods ahead is the most efficient while for higher values of λ (ie, higher weight to inflation variance), the efficient frontier refers to optimization procedures with horizons of 3 and 4 quarters.

Chart 1
Efficient Frontiers



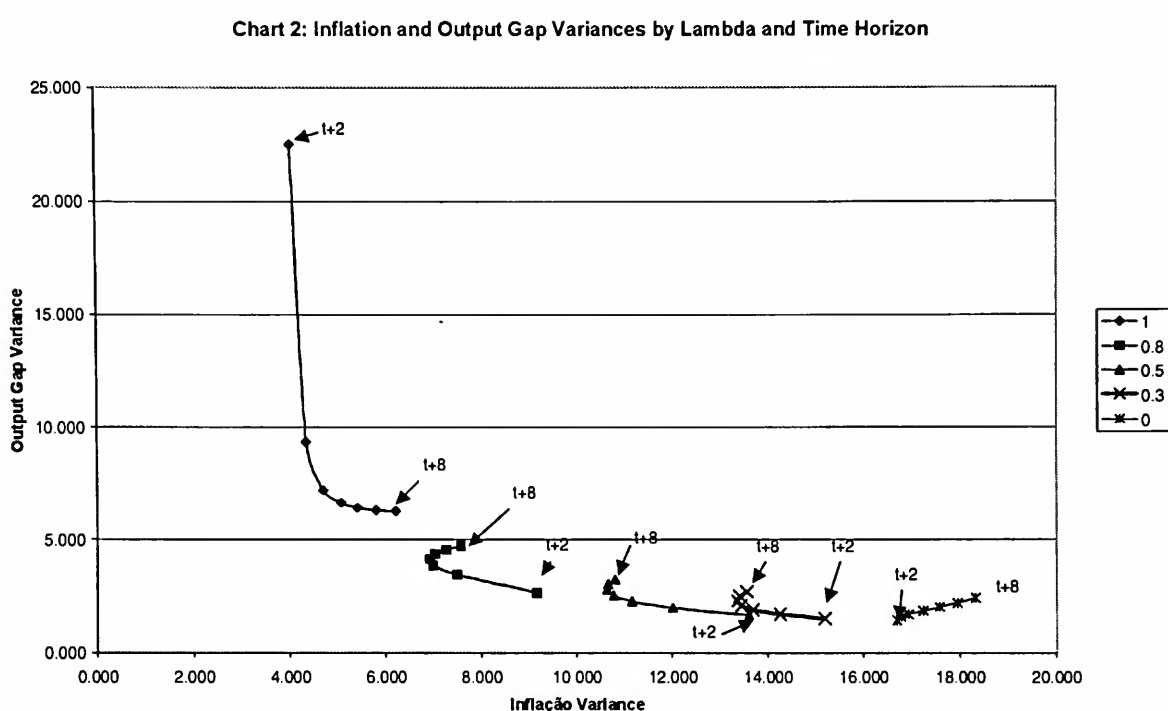
This result was to some extent surprising. It was already expected that for very short time horizons and high weight on inflation, output variance should be higher, given the greater sensitivity of output gap to interest rate. But we did not expected that output gap variance would reduce so sharply when the time horizon of the loss function increased only from 2 to 3 periods ahead. Table 1 shows that the greatest reduction in relative variances occurs exactly when the time horizon increases from 2 to 3 periods.

Table 1
Variance Ratios by Lambda and Time Horizon

Horizon	Variance	Lambda										
		1	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1	0
t + 2	Inflation	1.0	1.6	2.3	2.7	3.1	3.4	3.6	3.8	3.9	4.0	4.1
	Output	15.9	2.9	1.9	1.5	1.3	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0	1.0
t + 3	Inflation	1.0	1.3	1.7	2.1	2.5	2.8	3.0	3.3	3.5	3.7	3.9
	Output	6.0	3.2	2.2	1.7	1.4	1.3	1.2	1.1	1.0	1.0	1.0
t + 4	Inflation	1.0	1.2	1.5	1.8	2.1	2.4	2.7	2.9	3.2	3.4	3.6
	Output	4.3	3.0	2.3	1.8	1.5	1.3	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0
t + 5	Inflation	1.0	1.2	1.4	1.6	1.9	2.1	2.4	2.7	2.9	3.2	3.4
	Output	3.6	2.8	2.2	1.9	1.6	1.4	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0
t + 6	Inflation	1.0	1.1	1.3	1.5	1.7	2.0	2.2	2.5	2.7	3.0	3.3
	Output	3.2	2.6	2.2	1.8	1.6	1.4	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0
t + 7	Inflation	1.0	1.1	1.3	1.4	1.6	1.8	2.1	2.3	2.6	2.8	3.1
	Output	2.9	2.4	2.1	1.8	1.5	1.4	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0
t + 8	Inflation	1.0	1.1	1.2	1.4	1.5	1.7	2.0	2.2	2.4	2.7	3.0
	Output	2.6	2.3	2.0	1.7	1.5	1.3	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0

Chart 2 illustrates this point more clearly. Along each line in Chart 2, λ is held constant and the optimization horizon is varying from t+2 to t+8 periods. When $\lambda=1$, a slight increase in inflation variance is compensated by a substantial reduction in the variance of output gap, as the optimization horizon moves from t+2 to t+4 periods. In all cases, though, using more than 6 periods in the loss function is inefficient.

Chart 2
Inflation and Output Gap Variances by Lambda and Time Horizon



In order to compare the robustness of our model with other rules, we proceeded a test similar with the one done in Levin, Wieland and Williams (1998). The alternative rules follow the equation:

$$r_t = \rho r_{t-1} + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t \tag{15}$$

Table 2 shows different values for the coefficients above for alternative rules. Rule A is the traditional Taylor rule. All other rules preserve the stability condition that the coefficient α should be greater than 1.¹⁰

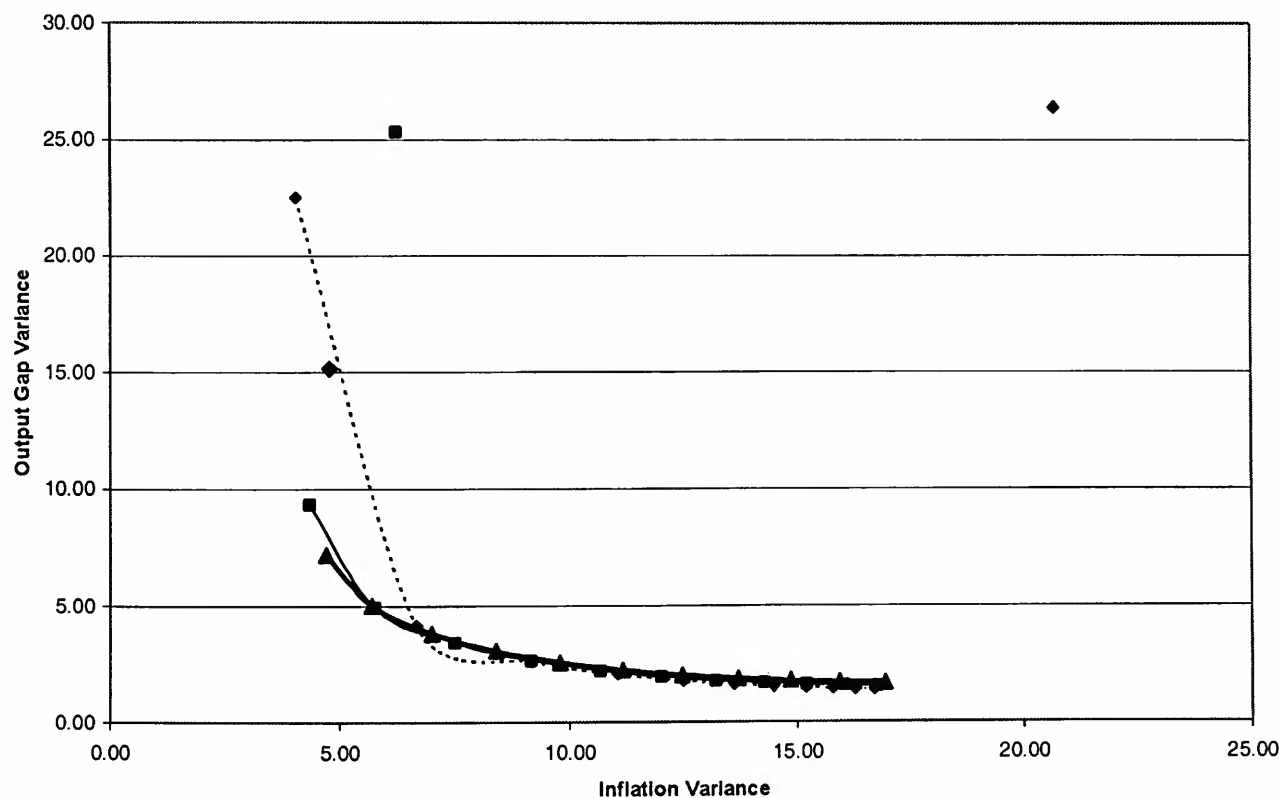
¹⁰ We conducted some simulations using different values for r , but the results were inferior to the ones presented in this paper.

Table 2
Coefficients Used in the Taylor-Type Rules

Coefficient	Rule		
	A	B	C
α	1.5	5	5
β	0.5	1.5	3

Chart 1a shows how these simple rules perform relative to the optimal ones. Actually, the traditional Taylor rule (A) presents a poor performance. As we increased the weights on both inflation and output gap variance, the performance improved. Rule C can be even considered a reasonable alternative (to the optimal) rule if the Central Bank has a strong bias against inflation variance.

Chart 1a
Efficient Frontier with Alternative Taylor-Type Rules



5 Concluding remarks

In the IS equation, all the estimated coefficients presented the expected sign. The only not significant one was the first difference of the real exchange rate. Estimation of the lead to a Phillips equation pass-through from nominal exchange rate depreciation to inflation (measure by IGP-DI) of approximately 15%. The monetary transmission mechanism from interest rate to inflation implied that each percentage point increase in real interest rate would provoke a 0.12 p.p. decrease in inflation after two quarters and a 0.6 pp in the long run.

Regarding the optimal rules, the stochastic simulation showed that when compared to the variance in inflation, output gap variance is more sensitive to the weights given in the loss function. This sensitiveness drops sharply when the horizon embodied in the loss function rises between 2 to 3 periods. In general, the optimal horizons ranged from 2 to 4 periods and optimization procedures longer than 6 quarters were inefficient.

Finally, sub-optimal but simple rules, like Taylor type rules can perform reasonably well if the Central Bank has a strong bias against inflation variance and if it reacts more fiercely to the output gap and to deviations of inflation than the traditional Taylor rule suggests.

References

- Ball, Laurence. Policy rules for open economy. *In: Taylor, John B. (ed.), Monetary policy rules.* Forthcoming, University of Chicago Press, 1999.
- Bank of England. *Inflation report.* London, several issues.
- Bank of Israel. *Inflation report.* Jerusalem, several issues.
- Bean, Charles. The New UK monetary arrangements: a view from the Literature. *The Economic Journal*, 108, p. 1795-1809, 1998.
- Bernanke, Ben S., Mishkin, Frederic S. Inflation targeting: a new framework for monetary policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 2, Spring 1997.
- Central Bank of Brazil - Economic Department. *Regime monetário de metas de inflação.* March 1999. Mimeografado.
- _____. Research Department. Technical and operational issues in adopting inflation targets in Brazil. *Inflation Targeting Seminar* Rio de Janeiro: IMF, May 1999.

- Debelle, G. Inflation targeting in practice. *IMF Working Paper WP/97/35*, Washington, D.22 C, 1997.
- Flood, R. P., Mussa, M. Issues concerning nominal anchors for monetary policy. "Frameworks for Monetary Stability. Policy Issues and Country Experiences" *Sixth Seminar on Central Banking*. Washington, D.C., Março, 1994.
- Haldane, A. G.; Batini, Nicoletta. Forward looking for monetary policy. *In: Taylor, John (ed.), Monetary policy rules*. Forthcoming, University of Chicago Press, 1999.
- King, Mervyn. *The inflation target five years on*. 1997. Mimeografado.
- Leiderman, L., Svensson, L. E. O. *Inflation targets*. London: Centre of Economic Policy Research, 1995.
- Levin, Andrew; Wieland, Volker; Williams, John. Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty. *In: Taylor, John (ed.), Monetary policy rules*. Forthcoming, University of Chicago Press, 1999.
- Masson, P. R., Savastano, M. A., Sharma, S. The scope for inflation targeting in developing countries. *IMF Working Paper WP/97/130*, Washington, D.C., 1997
- Muinhos, Marcelo. Inflation targeting in a open financially intergrated emerging economy: the case of Brazil. *BCB Working Paper n. 26*, 2001.
- Muinhos, Marcelo; Springer, Paulo; Araujo, Fabio. Uncovered interest parity: a Brazilian exchange rate forecast model. *BCB Working Paper n. 19*, 2001.
- Portugal, Marcelo; Madalozzo, Regina. Um modelo de NAIRU para o Brasil. *Anais do XXVI Encontro Brasileiro de Economia*. 1988.
- Strella, Arturo; Mishkin, Frederic. Rethinking the role of NAIRU in monetary policy: implication of model formulation and uncertainty. *In: Taylor, John B. (ed.), Monetary policy rules*. Forthcoming, University of Chicago Press, 1999.
- Svensson, L. E. O. Open-economy inflation targeting. *NBER Working Paper 6545*. 1995.
- _____. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. *Bank of England Working Paper Series n. 56*, London, 1996.
- _____ Monetary policy and inflation target. *NBER Reporter*. Winter, 1997

_____ Inflation targeting as a monetary policy rule. *NBER, Working Paper 6790*, Cambridge, MA., 1998.

Wadhvani, Sushil B. Currency puzzles. *LSE Lecture*. On 16 September 1999.

Appendix

1) Derivation of the optimal rule

The Phillips and IS equations (equations x and y) can be written in matrix notation as:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ h_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 & \alpha_3 & \alpha_4 \\ \beta_0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \Delta e_t \\ DS_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ -\beta_1 & \alpha_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ h_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \beta_1 \end{bmatrix} i_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_\tau \\ n_\tau \end{bmatrix} \quad (\text{I})$$

or:

$$X_t = A_0 K_t + A_1 X_{t-1} + A_2 i_{t-1} + E_t$$

where X is the vector of inflation and output gap; A_i are the coefficient matrices; and E is the error vector.

Through recursive substitution and taking expectations at time t, we find:

$$E_t X_{t+n} = \sum_{j=1}^n A_1^{n-j} A_0 E_t K_{t+j} + A_1^n X_t + A_1^{n-1} A_2 i_t + A_1 A_2 i_{t+n-2} |_{n \geq 3} + A_2 i_{t+n-1} |_{n \geq 2} \quad (\text{II})$$

Now, define:

$E_t \tilde{\pi}_{t+n} = [1 \ 0] \left[\sum_{j=1}^n A_1^{n-j} A_0 E_t K_{t+j} + A_1^n X_t \right]$ as the expectation taken at time t of the component of inflation at (t + n) that does not depend on the interest rate decision at time t.

Also, define:

$$a_{1,n} = [1 \ 0] A_1^{n-1} A_2, \text{ as the coefficient of } i_t \text{ on expected inflation at } (t+n);$$

$$a_2 = \begin{cases} [1 \ 0] A_1 A_2 & \text{if } n \geq 3 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \text{ as the coefficient of } i_{t+n-2} \text{ on expected inflation at } (t+n)$$

$$a_3 = [1 \ 0] A_2 = 0, \text{ as the coefficient of } i_{t+n-1} \text{ on expected inflation at } (t+n)$$

Similarly, define:

$$E_t \tilde{h}_{t+n} = [0 \ 1] \left[\sum_{j=1}^n A_1^{n-j} A_0 E_t K_{t+j} + A_1^n X_t \right] \text{ as the expectation taken at time } t \text{ of the}$$

component of output gap at time $(t+n)$ that does not depend on the interest rate decision at time t .

$$b_{1,n} = [0 \ 1] A_1^{n-1} A_2, \text{ as the coefficient of } i_t \text{ on expected output gap at } (t+n);$$

$$b_2 = \begin{cases} [0 \ 1] A_1 A_2 & \text{if } n \geq 3 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \text{ as the coefficient of } i_{t+n-2} \text{ on expected output gap at } (t+n)$$

$$b_3 = \begin{cases} [0 \ 1] A_2 & \text{if } n \geq 2 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \text{ as the coefficient of } i_{t+n-1} \text{ on expected output gap at } (t+n)$$

Therefore:

$$E_t \pi_{t+n} = E_t \tilde{\pi}_{t+n} + a_{1,n} i_t + a_2 i_{t+n-1} \tag{IV}$$

and

$$E_t h_{t+n} = E_t \tilde{h}_{t+n} + b_{1,n} i_t + b_{2,n} i_{t+n-2} + b_{3,n} i_{t+n-1} \quad (\text{V})$$

The optimization problem is defined as:

$$\min_i \ell = \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^n \rho^j E_t (\pi_{t+j} - \pi_t^*)^2 + \frac{(1-\lambda)}{2} \sum_{j=1}^n \rho^j E_t (h_{t+j})^2 \quad 11$$

where ρ is the discount factor and λ is the weight given to inflation variance in the loss function.

Needs to assume $i_t = i_{t+n-1} = i_{t+n-2}$

Substituting (IV) and (V) into the loss function and solving for the optimal interest rate, i_t^* , we find:

$$i_t^* = \frac{- \left\{ \lambda \sum_{j=1}^n \rho^j (E_t \tilde{\pi}_{t+j} - \pi_t^*) a_{i,j} + (1-\lambda) \sum_{j=1}^n \rho^j E_t h_{t+j} b_{1,j} \right\}}{\lambda \sum_{j=1}^n \rho^j a_{i,j} (a_{i,j} + a_2) + (1-\lambda) \sum_{j=1}^n \rho^j b_{1,j} (b_{1,j} + b_2 + b_3)}$$

11 Stella and Mishkin (s.d) shows that if model parameters are uncorrelated with interest rate, the optimization problem above is the same as:

$$\min_i \ell = \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^n \rho^j (E_t \pi_{t+j} - \pi_t^*)^2 + \frac{(1-\lambda)}{2} \sum_{j=1}^n \rho^j (E_t h_{t+j})^2$$

Modelos novo-keynesianos de rigidez de preços e de inflação: evidência empírica para o Brasil*

Charles Lima de Almeida[§]
Francisco José de Queiroz Pinheiro[□]
Tito Belchior Silva Moreira[‡]

RESUMO

Este artigo estuda a validade empírica dos modelos novo-keynesianos de preços superpostos no período de 1990 a 1999 no Brasil. A preocupação básica é explicar a rigidez dos preços e da inflação e também a dinâmica do produto com ênfase na rigidez da taxa de inflação, a qual torna difícil reduzi-la sem causar impacto negativo no produto. Encontram-se algumas evidências da rigidez da inflação e dos preços no Brasil estimando um modelo que incorpora contratos salariais superpostos e expectativas racionais. Contudo, as variáveis não são cointegradas e, por isso, aplicamos a metodologia de Hsiao e concluímos que os procedimentos de inferência do convencional 2SLS são válidos para resolver este problema.

Palavras-chave: preços superpostos, rigidez, contratos de salários superpostos, economia novo-keynesiana, 2SLS.

ABSTRACT

This paper tests the empirical validity of New Keynesian staggered prices models for Brazil, in the nineties. The key concern is to explain inflation and prices stickiness and output dynamics assuming that the inflation rate is rigid, which makes it difficult to reduce inflation without a negative impact on output. It is found some evidence supporting the inflation and prices stickiness hypothesis for Brazil, by estimating a model that embodies staggered wage contracts and rational expectations. However, the variables are not cointegrated and, in this manner, we apply Hsiao methodology to conclude that conventional 2SLS inference procedures are valid to solve this problem.

Key words: prices staggered, stickiness, staggered wage contracts, New Keynesian Economics, 2SLS.

JEL classification: E31

* Os autores agradecem aos pareceristas pelos pertinentes comentários. Como de praxe, a responsabilidade pelos erros e omissões deste trabalho cabem exclusivamente aos autores.

§ Departamento de Economia da Faculdade Objetivo /DF - E-mail: Charleseco@yahoo.com

□ Mestrando em Economia pela Universidade de Brasília - UNB. E-mail: Franciscojq@tcu.gov.br

‡ Departamento de Economia pela Universidade Católica de Brasília - UCB. E-mail: tito@pos.ucb.br

1 Introdução

Por que variações na oferta de moeda causam variações no emprego e no produto real no curto prazo, mas não no longo prazo? Essa é uma das mais velhas questões em macroeconomia que ainda persiste na prática, representando um desafio para todos os pesquisadores nessa área da economia. De David Hume, no século XVIII, a Milton Friedman, no século XX, os economistas têm apresentado uma resposta comum: existe rigidez temporária no nível de preços e de salários no curto prazo, com algumas exceções. Em outras palavras, no curto prazo níveis de preços e salários não mudam tanto quanto a oferta de moeda. (Taylor, 1998)

Alguns modelos novo-keynesianos de preços rígidos, como o de Taylor (1980), procuram explicar as relações das variáveis acima mencionadas. Esses modelos prevêm que a inflação pode ser reduzida sem queda do emprego e do produto, trazendo-a para patamares aceitáveis pela sociedade quando se considera que a rigidez está localizada nos preços, e não na taxa de inflação. Mas a realidade tem demonstrado que esse processo não se verifica, pois a rigidez está relacionada com a inflação.

Na década de 90 surgiram modelos, como de Fuhrer e Moore (1995), demonstrando que o custo para baixar a inflação é muito oneroso em países que apresentam inflação por longo período, porque a rigidez está localizada na inflação, o que torna mais difícil reduzi-la sem causar grande impacto no produto.

O novo keynesianismo tem aceitado o desafio da abordagem de equilíbrio das expectativas racionais para desenvolver fundamentos microeconômicos para a macroeconomia keynesiana. Mankiw (1993) mostra que existem pelo menos duas correntes da escola novo-keynesiana que procuram explicar o persistente desemprego e as flutuações econômicas. De um lado, uma corrente mais preocupada em explicar as rigidezes de preços e a relação dinâmica entre inflação e desemprego (David Romer, Mankiw, Taylor, Fuhrer, Moore, dentre outros). De outro, um grupo mais preocupado em explicar as falhas (imperfeições) de mercado, em particular nos mercados de trabalho e de capital, em termos de contratos incompletos e de informação imperfeita, assimétrica e cara (Stiglitz, Greenwald, dentre outros).

No Brasil, a questão da rigidez nominal foi fortemente discutida na década de 70 e, principalmente, nos anos 80. O debate girou em torno da indexação e inflação inercial e de como choques de oferta afetavam de forma permanente a inflação. Além disso, discutia-se a ineficácia das políticas fiscal e monetária no combate à inflação, em face da inércia inflacionária. Vários trabalhos enriqueceram este debate, a exemplo de Arida e Resende

(1985), Bresser Pereira e Nakano (1987), Cardoso (1983 e 1991), Durevall (1998 e 1999), Fishlow (1974), Kiguel e Liviatan (1991), Lopes (1982), Macedo (1986), Marshall e Morande (1989), Modiano (1983 e 1985), Novaes (1993) e Simonsen (1986):

A principal fonte de inflação no Brasil era atribuída à inércia. Entretanto, como em qualquer outra economia com experiências inflacionárias, mesmo naquelas completamente indexadas, esse diagnóstico pode não ser correto. Parece natural imaginar que a inflação corrente depende, em grande parte, da inflação passada, cuja eliminação depende da quebra desta fonte de propagação, que se denomina de inércia. Entretanto, de acordo com Barbosa e Simonsen (1989), é impreciso atribuir à inércia a principal fonte de inflação no Brasil. Não faz sentido supor que os agentes econômicos estimariam a inflação futura a partir de componentes passadas ao invés de estimá-la a partir do desempenho esperado da política monetária.

A partir dos anos 90, o enfoque da discussão começa a mudar em decorrência da relativa estabilidade inflacionária e do desmonte do sistema de indexação de preços e salários. O enfoque agora relaciona rigidez nominal e desemprego. Nesse sentido, este trabalho se propõe a testar a validade empírica dos modelos novo-keynesianos de preços superpostos no período de 1990 a 1999, no Brasil. A preocupação básica é explicar a rigidez dos preços e da inflação e também a dinâmica do produto com ênfase na rigidez da taxa de inflação, a qual torna difícil reduzi-la sem causar impacto negativo no produto. Encontram-se algumas evidências da rigidez da inflação e dos preços no Brasil estimando um modelo que incorpora contratos salariais superpostos e expectativas racionais.

Assim, é importante destacar que as teorias de rigidezes de preços e salários dos novos keynesianos devem ser analisadas no contexto histórico específico da economia brasileira. Essas teorias, em geral, foram concebidas para estudar economias de inflação baixa ou moderada. No entanto, tem-se como objeto de análise a economia brasileira nos anos 90. Esta sofreu uma mudança de regime inflacionário importante ao longo da década. De 1990 a 1994, isto é, do Plano Collor até às vésperas do Plano Real, a economia brasileira se caracterizou por um regime de inflação crônica. Neste contexto, políticas de administração da demanda por meio dos instrumentos clássicos fiscais e/ou monetários, ou foram completamente inexecutáveis, ou produziram elevados custos em termos de produto e emprego, sem que a inflação cedesse significativamente.

Com o Plano Real tornou-se possível recuperar a eficácia da política econômica na gestão da demanda agregada por meio dos instrumentos convencionais. Como fica, nestes contextos distintos, a questão das rigidezes? O Plano Real, por meio de uma política de rendas, praticamente suprimiu o componente inercial da inflação brasileira. Com a adoção de um plano

de estabilização heterodoxo, eliminou-se uma fonte de rigidez fundamental na economia brasileira. Aquele tipo de inércia (de rigidez) deixou de ser um fator explicativo importante da dinâmica da inflação no Brasil.

Este artigo está dividido em três seções: na primeira desenvolvem-se os modelos novo-keynesianos que serão estimados; na segunda aplicam-se testes econométricos dos modelos e, finalmente, na terceira seção, faz-se um teste para as variáveis instrumentais utilizadas. Os resultados econométricos de inflação e preços rígidos mostraram que há evidência de rigidez nominal na economia brasileira.

2 As equações fundamentais de Fuhrer-Moore e Roberts

Nesta seção desenvolvem-se os modelos de Fuhrer-Moore (1995) e Roberts (1997), conforme apresentado a seguir.

2.1 A equação fundamental Fuhrer e Moore com inflação rígida

Fuhrer e Moore (1995) apresentam um modelo contratual no qual os agentes estão preocupados com os salários relativos, diferentemente dos modelos contratuais convencionais, a exemplo de Taylor (1980). Porém, não rejeitam a hipótese contratual dos modelos superpostos. Esses autores preocupam-se com os processos desinflacionários que têm sido normalmente acompanhados de baixa tendência de crescimento e alto nível de preços, exibindo algum grau de rigidez de inflação.

Dessa forma, assumem que as negociações salariais são conduzidas em termos de salários relativos, direcionando-os para uma média do salário real contratual médio que prevaleça de acordo com o prazo contratual. O modelo incorpora, conseqüentemente, como mostraremos a seguir, a rigidez da taxa de inflação, dos salários e dos preços, sendo que a persistência da taxa de inflação é derivada do excesso de demanda.

A Equação de Oferta de Fuhrer e Moore (1995) supõe que o valor em log do contrato real negociado no período t é:

$$v_t = x_t - p_t \tag{1}$$

onde x_t é o valor em log do contrato nominal e p_t é o log do índice de preço. O índice salarial contratual real médio que está prevalecendo no tempo t é:

$$\omega_t = \frac{1}{2}(v_t + v_{t-1}) \quad (2)$$

O salário é expresso em decorrência de os agentes levarem em conta dois fatores para estabelecer x_t . Primeiro, procuram atingir o índice salarial contratual real médio, igualando-o à média esperada do índice do contrato real que recai sobre dois períodos do contrato, ou seja:

$$\frac{1}{2}(\omega_t + E_t \omega_{t+1}) \quad (3)$$

Segundo, o preço real do contrato pode se desviar do índice esperado médio negociado no período t , quando se incorporam os ciclos dos negócios ky_t , ou seja:

$$v_t = \frac{1}{2}(\omega_t + E_t \omega_{t+1}) + ky_t \quad (4)$$

onde $k > 0$ e y_t é o hiato do produto.

Manipulando-se as expressões acima obtém-se a curva de oferta de Fuhrer e Moore (1995)

$$\pi_t = \frac{1}{2}(E_t \pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + 2k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t \quad (5)$$

onde, $\eta_t = [\pi_t + E_{t-1} \pi_t]$ e π_t é a taxa de inflação.

A equação (5) mostra que o modelo incorpora a rigidez do ajustamento da inflação no tempo π_{t-1} . Novas informações sobre políticas monetárias correntes ou esperadas, disponíveis no início do período t , serão refletidas em $E_t \pi_{t-1}$.

Dessa forma, a flexibilidade da inflação corrente para alterar-se em resposta a novas informações é limitada, uma vez que o processo desinflacionário antecipado afetará o produto. A natureza *backward-looking* do processo inflacionário redundará no decréscimo da taxa de crescimento da oferta de moeda, que será onerosa em termos de produto.

A especificação de Fuhrer-Moore (1995) é estreitamente relacionada, ainda que distinta, com o trabalho original de Taylor (1980) sobre contratos superpostos de multiperíodos. A curva de oferta de Taylor (1980) - equação 6 - de ajustamento do nível de preços conduz a uma expressão em forma reduzida para o nível de preços, no qual p_t depende de p_{t-1} e $E_t p_{t+1}$, onde $\pi_t = p_t - p_{t-1}$.

O aspecto de expectativas passadas sobre o comportamento do nível de preços causa reduções imprevistas na oferta de moeda que, por sua vez, causam declínio real do produto. Preços anteriormente estabelecidos estão agora muito altos relativamente à nova trajetória para a oferta de moeda. Apenas quando os contratos expiram, podem os seus valores reais ser reduzidos a níveis consistentes com a nova, e mais baixa, oferta monetária. Contudo, a taxa de inflação depende de $E_t \pi_{t+1}$, não de π_{t-1} , de forma que o processo de inflação não apresenta viscosidade. Conforme Ball (1994), a rigidez de preços, com base em comportamento *backward-looking*, não implica, necessariamente, que políticas para redução de inflação, via diminuição da taxa de crescimento da moeda, causam recessão.

Na especificação de Fuhrer-Moore (1995), a natureza adaptativa do processo inflacionário implica que reduções na taxa de crescimento da moeda devem ser custosas em termos de produto.

2.2 Equação fundamental de Roberts com expectativas quase-rationais

Baseado na análise das medidas das expectativas inflacionárias para os Estados Unidos, Roberts (1997) conclui que as evidências suportam o ponto de vista de que a rigidez da taxa de inflação decorre da presença das expectativas racionais menos do que perfeitas.

A distinção entre rigidez inflacionária e rigidez de expectativas é importante para entender o custo de políticas para combater inflação e para entender o papel da credibilidade. Se a inflação é rígida, a desinflação deve inevitavelmente gerar recessão. As desinflações provocam recessão, sob rigidez do nível de preços, somente na falta de total credibilidade das políticas. Na avaliação de um eventual comportamento da inflação depois do ajuste, após uma mudança de política, a hipótese de expectativas racionais tende a ser apropriada ao se considerar o ajustamento da inflação em resposta à implementação das políticas. De outra forma, a proposição das expectativas racionais pode ser considerada insatisfatória ao se admitir que o público nunca aprende sobre as políticas. Durante o período de transição, quando os efeitos das políticas ainda estão sendo sentidos, a proposição de completa racionalidade pode ser inapropriada. O comportamento expectacional de *backward-looking* pode ser uma

importante regra de formação de expectativas. A previsão dos efeitos de uma mudança nas políticas pode requerer que ambos os tipos de comportamento sejam considerados. (Walsh, 1997, p. 226)

O modelo de inflação rígida é equivalente ao modelo de preço rígido, a não ser pela suposição de que as expectativas não são completamente racionais. Roberts (1997) supõe que as expectativas são uma média das expectativas racionais e da extrapolação da inflação corrente, ou seja:

$$E_t \pi_{t+1} = \frac{1}{2} (E_t \pi_{t+1} + \pi_t)$$

Ele supõe, ainda, que a expectativa do período anterior de π_t é:

$$E_{t-1} \pi_t = \frac{1}{2} (E_{t-1} \pi_t + \pi_{t-1})$$

Substituindo essas duas expressões na curva de oferta de Taylor (1980) logo abaixo:

$$\pi_t = E_{t+1} \pi + 2k(y_t + y_{t-1}) + \eta \quad (6)$$

onde $\eta = -[\pi_t - E_{t-1} \pi_t]$

e supondo perfeita racionalidade no erro expectacional da equação (6) tem-se:

$$\pi_t = \frac{1}{2} (E_t \pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + 2k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2} \eta \quad (7)$$

onde $\eta = -[\pi_t - E_{t-1} \pi_t]$

Verifica-se que a expressão (7) é semelhante à expressão (6) de Taylor (1980), com pressuposto idêntico ao modelo de inflação rígida.

A racionalidade imperfeita das expectativas de inflação é uma condição necessária para a validade da hipótese de preços rígidos com expectativas racionais incompletas, apesar de não

ser uma condição suficiente. A inflação pode ser rígida mesmo se as expectativas são imperfeitamente racionais, conforme Roberts (1997).

Para conduzir diretamente os testes das hipóteses de rigidez da inflação *versus* preços rígidos, Roberts (1997), relacionando o pressuposto de que a formação histórica das expectativas inflacionárias é corretamente medida, descreve uma versão geral do modelo de expectativas quase-rationais para testar todas as hipóteses, como se observa abaixo.

A equação de preços rígidos de Taylor (6) pode ser reformulada adicionando-se uma constante α , e invertendo o sinal do hiato (PIB potencial menos PIB corrente) da equação (6) de Taylor e Fuhrer e Moore (7). Supondo que os agentes são perfeitamente racionais tem-se:

$$\pi_t - E_t \pi_{t+1} = \alpha - 2k(y_t + y_{t-1}) + 2(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) - (E_{t-1} \pi_t - \pi_t) \quad (8)$$

Pode-se observar melhor as expectativas inflacionárias reescrevendo a equação (7) como:

$$\pi_t - \frac{1}{2}(E_t \pi_{t+1} + E_{t-1} \pi_t) = \frac{\alpha}{2} - k(y_t + y_{t-1}) + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) \quad (9)$$

onde ε_t é o erro dessa equação.

Pode-se generalizar a equação (9) adicionando-se uma constante b , e o termo $(\pi_{t-1} - \pi_t)/2$, que, se for zero, teremos a função de oferta de Taylor; caso esse termo esteja perto de 0,5, retornar-se-á à equação de oferta de Fuhrer e Moore:

$$\pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1} \pi_t + E_t \pi_{t+1}) = \frac{b}{2} - \theta(y_t + y_{t-1})/2 + \lambda(\pi_{t-1} - \pi_t) + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) \quad (10)$$

Assim, para testar qual especificação é a correta deve-se observar se λ é mais próximo de zero ou de 0,5.

Alternativamente, a equação (10), que é a função de oferta de Fuhrer e Moore (1995), pode também ser escrita de modo que se possa chegar à equação (6) de Taylor. Assim, após multiplicar o segundo termo dessa expressão por dois terços e manipulando-a para não alterar a expressão, tem-se:

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= \frac{2b}{3} - \frac{2}{3}\beta(y_t + y_{t-1})/2 + \frac{2}{6}(\pi_{t-1} - \pi_t) + \frac{2}{3}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + \\ &+ \frac{b}{2} - \frac{1}{3}\beta(y_t + y_{t-1})/2 + \frac{1}{3}(\pi_{t-1} - \pi_t)/2 + \frac{1}{3}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) \end{aligned}$$

Simplificando os três primeiros termos à direita, observa-se que o restante dessa expressão corresponde a um terço do lado direito da mesma:

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= \frac{b}{3} - \frac{1}{3}\beta(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{3}(\pi_{t-1} - \pi_t) + \frac{2}{3}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + \\ &+ \frac{1}{3}[\pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})] \end{aligned} \quad (11)$$

A equação (11) pode ser escrita da seguinte forma, após simplificação algébrica:

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= \frac{c}{3} - \frac{\beta}{3}(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{3}[\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2] \\ &+ \frac{2}{3}(\varepsilon'_t + \varepsilon'_{t-1}) \end{aligned} \quad (12)$$

O coeficiente do hiato do produto, que foi definido como o produto potencial menos o produto corrente, resultando, assim, na troca do sinal desse coeficiente dessas equações acima, deve ser maior do que zero, porque uma menor taxa de desemprego está associada com maior inflação.

Finalmente, a equação (13) a seguir pode ser testada, observando-se que o lado direito da equação (13) é igual ao lado direito da equação (10):

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= c' - \frac{k'}{2}(y_t + y_{t-1}) + \lambda'[\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2] + \\ &(\varepsilon'_t + \varepsilon'_{t-1}) \end{aligned} \quad (13)$$

O valor de λ da equação (13) perto de um terço corresponde à hipótese de inflação rígida, retornando à própria equação de oferta de Fuhrer e Moore (1995). Um valor próximo de zero indica consistência com a hipótese de preços rígidos, ou seja, retornar-se à equação de Taylor (1980). Essa equação também é importante porque demonstra outras hipóteses, tal como a maneira como as expectativas são formadas; dessa forma, as expectativas podem ser racionais ou puramente adaptativas. Se λ é um, então medidas de expectativas *forward-looking* de inflação não importam.

3 Análise empírica dos modelos de preços superpostos

Nesta seção serão estimadas as equações (10) e (13) de Roberts (1997) e Fuhrer e Moore (1995) respectivamente, por intermédio dos mínimos quadrados de dois estágios (2SLE). Objetiva-se averiguar se há rigidez na inflação, nos preços, e se os agentes têm perfeita racionalidade.

Roberts (1997, p. 185) encontrou evidências para os Estados Unidos de que não se pode rejeitar a hipótese de inflação rígida (quando estimou as equações (13) e (10) com dados de Michigan para a formação das expectativas). Apesar desse resultado, Roberts concluiu que os agentes econômicos formam expectativas não perfeitamente racionais ao usar outras metodologias para os dados.

Para a análise das regressões do presente trabalho foram utilizadas séries trimestrais de janeiro de 1990 a dezembro de 1999, assumindo que os contratos são negociados anualmente. O valor do Produto Interno Bruto foi obtido na Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e no Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA). A taxa de inflação utilizada foi a do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). O hiato do PIB foi estimado utilizando-se a metodologia do Banco Central do Brasil. As despesas do governo e os meios de pagamento foram obtidos no banco de dados do IPEA. Todas as variáveis estão expressas em logaritmos.

Neste trabalho, as equações são estimadas supondo-se que os agentes fazem previsões perfeitas. Assim, utilizam-se variáveis observadas da inflação do período seguinte como *proxy* para o cálculo das expectativas do período corrente. Naturalmente, os erros obtidos por esse método, que é a diferença entre a inflação observada no período corrente e o ocorrido no período posterior, são correlacionados com os erros das equações estimadas. Os resultados alcançados por intermédio dessa hipótese para estimar as equações mostraram-se semelhantes aos atingidos por Roberts (1997).

Estimativas das equações (10) e (13) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) podem ter duas fontes de vieses: tanto o nível de atividade corrente quanto os “lags” da inflação podem estar correlacionados com os erros. Além disso, as equações (9) e (13) apresentam variáveis determinadas endogenamente no lado direito da equação (inflação), onde tais variáveis são correlacionadas com os erros. Utiliza-se o método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLE) com variáveis instrumentais, que são usadas para eliminar a correlação entre as variáveis e os distúrbios, centrando-se, também, na possível existência da correlação serial dos erros nas duas equações. Nos modelos de contratos superpostos, os erros das duas equações acima mencionadas são serialmente correlacionados.

Dessa forma, as equações (10) e (13) foram estimadas usando o estimador matriz de covariâncias, que é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação de forma não conhecida, seguindo a mesma metodologia de Roberts (1997), que usou o método proposto por *Newey-West*, cuja estimativa é feita mediante Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS), porque pode existir correlação serial dos erros nos modelos dos contratos superpostos devido à periodicidade com que são ajustados.

Para estimação da equação (13) foram usadas as seguintes variáveis instrumentais: despesas reais do governo com até três “lags” de diferenças, meios de pagamento em termos reais até um “lag” de diferença e variáveis “*dummies*” de impulso, sendo que a primeira para o primeiro trimestre (período do Plano Collor em 1990), a segunda para o quarto trimestre de 1993 e primeiro trimestre de 1994, período da criação do Cruzeiro Real, e a terceira para o segundo trimestre de 1994, período de criação do Real.

Na equação (10) são usadas as mesmas variáveis instrumentais, com exceção dos meios de pagamento, sendo que as variáveis “*dummies*” significantes referem-se, agora, a primeira, ao primeiro trimestre de 1990 para o Plano Collor; a segunda, ao segundo trimestre de 1993, período de transição do Cruzeiro para o Cruzeiro real; a terceira, ao segundo e terceiro trimestre de 1994, período de criação do Plano Real. A terceira e a segunda variáveis “*dummies*” foram utilizadas como variáveis instrumentais.

As variáveis instrumentais demonstraram quase nenhuma correlação entre os choques e a atividade econômica agregada, implicando resultados satisfatórios para as estimações. A razão de se utilizar “*dummies*” diferentes para controlar os impactos dos diversos planos de estabilização intentados nos períodos (Plano Collor, Plano Collor II, criação do Cruzeiro Real e início do Plano Real) é retirar os impactos diferenciados em termos de credibilidade, especificidades, condições políticas e conjunturais da época e outros fatores distintivos de cada plano. De fato, quando esses choques eram controlados com uma única “*dummy*” os resultados foram poucos significativos.

De acordo com os resultados das equações estimadas, cujos principais resultados encontram-se nas Tabelas 1 e 2, o processo de médias móveis $MA(1)$ das equações (10) e (13) acima são estatisticamente significantes. Usou-se esse processo porque os modelos de contratos superpostos predizem substancial correlação serial de primeira ordem. Os termos envolvendo “lags” da inflação podem estar causando a correlação serial nos resíduos, a despeito do uso das variáveis instrumentais, uma vez que as estimativas que sugerem inflação rígida também têm pelo menos correlação serial de primeira ordem.

Quando as variáveis não são estacionárias trazem problemas específicos aos procedimentos convencionais de regressão por mínimos quadrados ordinários (OLS). Contudo, como lembra Johnston e Dinardo (1997, p. 317), é importante saber se problemas similares surgem no contexto dos regressores de 2SLS. Esse problema tem sido investigado por Cheng Hsiao (1997a e 1997b). Uma conclusão, talvez surpreendente, a que chegou este último autor, é a de que a inferência com estimadores de 2SLS continua válida, mesmo em presença desses problemas. Diz o autor:

“Nothing needs to be changed in applying conventional 2SLS estimator formula to estimate the unknown parameters and formulate Wald type test statistics. One gets the same point estimates and asymptotic covariance matrix. The resulting Wald type test statistic remains asymptotically chi-square distributed. In other words, nonstationarity and cointegration do not call for new estimation methods or statistical inference procedures. One can just follow the advice of Cowles Commission in Constructing and testing structural equation models.

For empirical structural model builders, the message is clear - one still needs to worry about the issue of identification and simultaneity bias, but one needs not to worry about the issues of nonstationarity and cointegration. All one needs to do in structural model building is to follow the conventional wisdom.”

Como se pode observar na Tabela 2, que se refere à equação (13), o coeficiente explicativo do modelo R^2 é de 58%. A estimativa do coeficiente do “lag” da inflação e da média das expectativas da inflação $(\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2)$ corrobora a hipótese de inflação rígida porque está perto de um terço, o que não se verifica na hipótese de preços rígidos da equação (10), Tabela 1, cujo coeficiente do “lag” da inflação e da inflação corrente $(\pi_{t-1} - \pi_t)$ deveria ser 0,5; como está perto de zero, implica a existência de rigidez de preços na economia, conforme já explicado.

Os coeficientes de elasticidade de ambas as equações (13) e (10), que correspondem ao hiato e ao ‘lag’ do hiato ($y_t - y_{t-1}$) e capturam as preocupações dos trabalhadores com o nível de desemprego, também reforçam a hipótese de rigidez da economia. A elasticidade da ordem de 0,28, da equação (13), Tabela 2, assegura o grau de persistência do produto e da inflação, quando decisões dos preços são superpostos, porque quanto menor a elasticidade menor a resposta dos preços a flutuações do produto e, assim, o processo de ajustamento do produto será lento. Esse fato também é confirmado com a elasticidade da equação (10), que corresponde a -0.38, conforme Tabela 1.

Mankiw (2001) analisa quatro vertentes da curva de Phillips: o modelo tradicional de *backward-looking*; um modelo de *backward-looking* com histerese; um modelo *forward-looking* e; finalmente, o modelo de Fuhrer-Moore com *backward-looking* e *forward-looking*. Ele mostra que o modelo de Fuhrer e Moore (1995) é o que melhor se adapta à realidade porque o modelo distingue entre inércia no nível de preços e inércia na taxa de inflação. Contudo, ele conclui que a discussão continua aberta.

4 Teste para robustez dos instrumentos

Para testar a robustez ou validade dos instrumentos usa-se o teste de Sargan, apresentado em Stewart (1991). Esse teste é feito, primeiramente, regredindo-se os resíduos em função de todos os instrumentos e variáveis exógenas e predeterminadas. Com o resultado calcula-se a soma dos quadrados dos valores estimados, dividindo-a, posteriormente, pela variância dos resíduos, isto é, utiliza-se o erro padrão da regressão e eleva-se ao quadrado. O teste estatístico de Sargan tem distribuição aproximada da Qui-Quadrado com $(p-k)$ graus de liberdade, onde p é o número de instrumentos e k é o número de regressores da equação estimada originalmente. O teste é representado por $\chi^2(V)$, significando a validade dos testes dos instrumentos para a hipótese nula.

Estimaram-se os resíduos em função dos instrumentos e das variáveis exógenas e predeterminadas que foram utilizados para estimar a equação de Roberts (10). Nessa equação, tem-se $p=9$ e $k=4$. O valor crítico ao nível de 5%, na distribuição Qui-Quadrada, é 11,5. Dado que o teste de Sargan é $\chi^2(V) = 16$, rejeita-se a hipótese nula, ou seja, os instrumentos não podem ser aceitos.

Estimaram-se os resíduos em função dos instrumentos e das variáveis exógenas e predeterminadas que foram utilizados para estimar a equação de Fuhrer e Moore (13). Nessa equação, onde se tem $p=9$ e $k=3$, o valor crítico ao nível de 5% é 12,6. Seguindo a mesma

metodologia acima, tem-se que $\chi^2(V)=2,93$; logo, não se rejeita a hipótese nula do teste de Sargan e aceita-se a validade dos instrumentos.

Tabela 1
Teste para Rigidez de Preço: Equação 10

Variável dependente: $\pi_t - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2$ (2SLE): Newey-West correlação com 18 lags.				
Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
$(y_t - y_{t-1})$	-0.381977	0.138710	-2.753776	0.0099
$(\pi_{t-1} - \pi_t)$	0.057004	0.029689	-1.920067	0.0644
D1-	0.014771	0.004487	-3.291973	0.0026
D	30.14748	0.007040	20.95025	0.0000
MA(1)	-0.969592	0.019559	-49.57189	0.0000
R ² =0.90%				

Tabela 2
Teste para Rigidez da Inflação: Equação 13

Variável dependente: $\pi_t - (E_t\pi_{t-1} + E_t\pi_{t+1})/2$ (2SLE): Newey-West correlação com 18 lags.				
Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística.t	Prob.
$(y_t - y_{t-1})$	-0.288568	0.1384763	-2.084763	0.0454
$\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2$	0.267037	0.0399246	6.804249	0.0000
D2	0.022041	0.009416	2.340733	0.0259
C	-0.001161	0.000524	-2.218361	0.0340
MA(1)	-0.971107	0.024403	39.79474	0.0000
R ² =58%				

5 Conclusões

Neste trabalho, aplicado à economia brasileira na década de 90, concluímos que os modelos de inflação rígida, com suposição de expectativas racionais perfeitas, e de preços rígidos, apresentam fontes de rigidez. Contudo, nesse último modelo, pelo teste de Sargan, observou-se que os instrumentos não estão bem especificados, ao contrário do modelo de

inflação rígida. Esses fatos mostram que a economia brasileira possui o atributo novo-keynesiano de que há rigidez nominal. Conclui-se, ainda, que estes fatos asseguram a não-neutralidade da política monetária.

As estimativas apresentadas para a economia brasileira no período analisado indicam que a rigidez da inflação no modelo de Fuhrer e Moore é explicada pelo componente inercial, π_{t-1} , e pela regra de formação de expectativas racionais, $(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2$. Contudo, novas informações sobre política monetária corrente e futura disponíveis no início do período t são refletidas no período $E_t\pi_{t+1}$ mas não, por definição, em π_{t-1} . Portanto, a flexibilidade da inflação para mudar de patamar em resposta a novas informações é limitada, isto é, o processo de ajustamento da inflação é lento em resposta às novas informações, ao contrário do modelo de Taylor. Dessa forma, um processo desinflacionário não esperado gera custos com a queda do produto real.

O resultado deste trabalho tem importantes implicações em termos de política econômica. Ele demonstra que o custo para combater inflação é muito oneroso para um país como o Brasil - que apresenta tradição inflacionária -, uma vez que os resultados empíricos foram mais robustos no caso da rigidez da inflação, o que torna mais difícil reduzi-la sem causar grande impacto na produção e no nível de emprego.

Os resultados alcançados neste artigo estão de acordo com a análise teórica e empírica apresentada por Mankiw (2001). Ele conclui que o modelo de Fuhrer e Moore (1995) é o que melhor se adapta à realidade, ao compará-lo com os demais modelos, como se observou no item 3. O modelo de Fuhrer e Moore é mais realista porque distingue entre inércia no nível de preços e inércia na taxa de inflação. Contudo, Mankiw deixa claro que o debate da nova curva de Phillips Keynesiana continua em aberto.

Vale destacar, ainda, que no período analisado a taxa de inflação, $I(1)$, e o hiato do produto, $I(0)$, não são cointegráveis, de modo que utilizamos a metodologia de Hsiao ao adotar os procedimentos de inferência do convencional 2SLS para solucionar este problema.

Referências bibliográficas

- Arida, P., Lara-Resende, A. Inertial inflation and monetary reform: Brazil. *In: Williamson, J. (ed.), Inflation and indexation: Argentina Brazil e Israel*. Washington, DC: Institute for International Economics, 1985, p. 27-45.

- Ball, L. Credible desinflation with staggered price-setting. *American Economic Review*, n. 84, p. 282-289, March 1994.
- Barbosa, Fernando de H., Simonsen, Mário H. *Plano Cruzado: inércia x inépcia*. Rio de Janeiro: Editora Globo, 1989.
- Bresser Pereira, L., Nakano, Y. *The theory of inertial inflation: the foundation of economic reform in Brazil and Argentina*. Lynne Rienner Publishers, Boulder, 1987
- Cardoso, E. Indexação e acomodação monetária: um teste do processo inflacionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 31, n. 1, p. 3-11, 1983.
- _____. From inertia to mega inflation: Brazil the 1980s. In: Bruno, M., Fisher, S., Helpman, E., Liviatan, N., Meridor, L. (eds.), *Lessons of economic stabilization and its after-math*. Cambridge, MA: MIT Press, 1991, p. 143-177.
- Durevall, D. The dynamics of chronic inflation in Brazil, 1968-1985. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 16, n. 4, p. 423-433, 1998.
- _____. Inertial inflation, indexation and price stickiness: evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 60, p. 407-421, 1999.
- Fishlow, A. Indexation Brazilian style: inflation without tears. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, p. 261-282, 1974.
- Fuhrer, J. C.; Moore, G. R. Inflation persistence. *Quarterly Journal of Economics*, n. 110, p. 127-159, February 1995.
- Hsiao, C. Statistical properties of the two-stage least squares estimator under cointegration. *The Review of Economic Studies*, v. 64, n. 3, p. 385-398, 1997a.
- _____. Cointegration and dynamic simultaneous equations models. *Econometrics*, n. 65, p. 647-670, 1997b.
- Johnston, J., Dinardo, J. *Econometric methods*. MacGraw-Hill, 1997.
- Kiguel, M.; Liviatan, N. The inflation-stabilization cycles in Argentina and Brazil. In: Bruno, M., Fisher, S., Helpman, E.; Liviatan, N., Meridor, L. (eds.), *Lessons of economic stabilization and its after-math*. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.

- Lopes, F. Inflação e nível de atividade: um estudo econométrico. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 12, n. 3, p. 639-670, 1982.
- Macedo, R. Wage indexation and inflation: the recent Brazilian experience. In: Dornbusch, R.; Simonsen, M. (eds.), *Inflation, debt and indexation*. Cambridge, MA: MIT Press, 1986, p.133-159.
- Mankiw, N. Gregory. Symposium on keynesian economics today. *The Journal of Economics Perspectives*, v. 7, n. 1, p. 3-4. Winter 1993.
- _____. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *The Economic Journal*, n. 111, p. C45-C61, May 2001.
- Marshall, J. R.; Morande, F. L. Una interpretación keynesiana-inercialista de la inflación brasileña en los años ochenta. *Cuadernos de Economía* 26, n. 79, p. 353-366, 1989.
- Modiano, E. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 1, p. 39-69, 1983.
- _____. Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 15, n. 1, p. 1-32, 1985.
- Novaes, A. D. Revisiting the inertial inflation hypothesis for Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 42, n. 1, p. 89-110, 1993.
- Roberts, M. J. Is inflation sticky? *Journal of Monetary Economics*, n. 39, p. 173-196, July 1997
- Simonsen, M. Indexation: current theory and the Brazilian experience. In: Dornbusch, R.; Simonsen, M. (eds.), *Inflation, debt and indexation*. Cambridge, MA: MIT Press, 1986, p. 99-132.
- Stewart, J. *Econometrics*. London: Philip Alan, 1991.
- Taylor, J. B. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy* n. 88, p. 1-24, February 1980.
- _____. Staggered price and wage setting in a macroeconomics. *NBER Working Paper n. 6754*, 1998.
- Walsh, C. E. *Monetary theory and policy*. London: The MIT Press, 1997.

Dynamic parameters for Brazilian financial time series

Gerson Francisco[§]
Cláudio Paiva[□]
Rogério Rosenfeld[‡]

RESUMO

Neste estudo analisamos o IBOVESPA, índice da Bolsa de Valores de S. Paulo, usando técnicas da teoria de sistemas dinâmicos e processos estocásticos. Discutimos o expoente de Lyapunov, a dimensão de correlação, a complexidade de Lempel-Ziv, o expoente de Hurst e a estatística BDS. Comparamos este estudo com outras séries temporais incluindo preços de ações e sistemas determinísticos. Concluimos que o IBOVESPA é um processo estocástico linear que exhibe o fenômeno de persistência, isto é, possui memória de longo prazo. As ações são descritas por processos estocásticos não-lineares tornando difícil sua simulação com modelos determinísticos, tais como as arquiteturas usuais de redes neurais.

Palavras-chave: determinístico, estocástico, reconstruções no espaço de fase, complexidade.

ABSTRACT

In this study we analyse a Brazilian stock index called IBOVESPA using techniques from dynamical systems theory and stochastic processes. We discuss the Lyapunov exponent, the correlation dimension, the Lempel-Ziv complexity, the Hurst exponent and the BDS statistics. We compare this study with other time series including stock prices and deterministic systems. We conclude that the IBOVESPA is a linear stochastic process that exhibits the phenomenon of persistence, that is, it has long term memory. The stocks are described by nonlinear stochastic processes making it impossible to be simulated with deterministic models such as the usual neural networks architectures.

Key words: deterministic, stochastic, reconstruction in phase space, complexity.

JEL classification: G100, G140.

§ Universidade Estadual Paulista - Instituto de Física Teórica. gerson@ifit.unesp.br.

□ Analitix Soluções em Finanças Ltda. claudio.paiva@analitix.com.br.

‡ Universidade Estadual Paulista Instituto de Física Teórica. rosenfel@ifit.unesp.br.

Recebido em junho de 2000. Aceito em janeiro de 2002.

1 Introduction

Dynamical systems theory and stochastic processes are the two prominent tools used to investigate the behaviour of complex time evolution in the physical sciences. These methods are being increasingly employed in systems obtained from economic and financial time series. One of the main points in such studies is to determine the type of evolution mechanism that generated the motion. Such an understanding is important in order to determine the most adequate set of tools in the modelling, and eventual prediction, of the series. (Weigend and Gershenfeld, 1994) In many problems of interest the explicit mechanism that generated the motion, whether deterministic or stochastic, is unknown. This situation is common in the financial and economic systems together with the fact that they lack sufficient amounts of data for the full use of some of the tools proposed herein. In spite of these shortcomings the methods here analysed can be used to obtain valuable insights into the problem when proper care is exercised.

Here we adopt an exploratory approach to the problem of understanding and classifying the behaviour of a financial time series describing the IBOVESPA, the main Brazilian stock market index. This index, together with other Brazilian stocks, were analysed in Denisard, Brundo and Francisco (2000) using the BDS statistics. It was found that although some form of nonlinearity could be detected for the most important stock indices, no trace of it was present in the IBOVESPA. In the present study we analyse the IBOVESPA further using some diagnostic parameters that will help to determine the nature of its generating mechanism. We compare these results with that of other systems, as for example chaotic models, and conclude that fundamental differences exist between the several modes of evolution.

This paper is organised as follows. The Lyapunov exponent is presented in §2 in the context of dynamical systems theory and it is stressed that this parameter is not adequate to distinguish between chaoticity and stochasticity, although it is an important measure of unpredictability in deterministic systems. Next we discuss the limitations of the correlation sum in §3, together with the reconstruction of the phase space. We also introduce the concept of correlation dimension and discuss its bearing on the classification of stochastic and deterministic behaviour. In order to substantiate the conclusion of the previous paragraph, we analyse the system using another parameter, the Lempel-Ziv complexity in §4, which endorses the random character of the index. The Hurst exponent is presented in §5 and its use in determining the persistence, or anti persistence, is discussed. We choose R/S analysis as the method for computing the Hurst exponent although other alternatives exist. Finally, the BDS statistics is briefly mentioned in §6. All parameters discussed are calculated for the IBOVESPA and their values compared with those of the well known Lorenz attractor and with a selection of stocks. We conclude with some remarks on the results obtained.

2 Unpredictable deterministic systems

The evolution of systems which exhibit complex behaviour are described either by deterministic or stochastic propagation in time. Amongst the deterministic modes of evolution those systems known as chaotic will be the focus of our study. The trajectories are generated by a well defined mechanism, such as differential equations or some nonlinear mapping. This is completely different from a stochastic process where trajectories are generated by random variables defined a priori. For example, the geometric Brownian motion, which models the price trajectories for the calculation of contingent claims in the Black-Scholes theory, are built from the start with gaussian random processes and independent increments. Chaotic systems on their turn are described by trajectories highly sensitive to minute fluctuations in the specification of their initial conditions. This unstable behaviour will ultimately lead to unpredictable dynamics since such fluctuations are unavoidable in practice and also in computer simulations. More specifically, trajectories of chaotic systems diverge exponentially in phase space at a rate known as the Lyapunov exponent. A positive exponent indicates that a deterministic system will be unpredictable, that is, the time horizon for which predictions can be made is restricted to a certain characteristic interval. Beyond this horizon only statistical estimates can be made and in this sense there is some resemblance with stochastic process, although a chaotic system has an attractor with well defined geometry and dimension, features never found in stochastic processes. The attractor is a confined region of phase space where trajectories will be trapped. A chaotic attractor exhibits both confinement and local divergence of orbits. The coexistence of such apparently paradoxical behaviour is possible because families of orbits bend on each other in such a way as to satisfy these requirements and resulting in the fractal dimensionality observed in many attractors.

Rigorous treatments of Lyapunov exponents in terms of eigenvalues and eigenvectors of infinite products of matrices can be found in the literature. (Mañe, 1983; Eckmann and Ruelle, 1985) In general one will find up to n distinct exponents in n -dimensional spaces and the important task in applications is to find the maximal exponent. The numerical implementation contained in Wolf *et al.* (1985) can be used with the proviso that this method **assumes** that the system is deterministic and it will not in general provide correct results for stochastic processes. A code which circumvents the difficulties with this algorithm is presented in Kantz and Schreiber (1999). For simulation purposes the numerical orbit will always align during evolution in a direction which produces the largest exponent. If this exponent is positive the system is called chaotic, if not we have determinism without chaos and this possibility is uninteresting in our study. A one-dimensional example which shows clearly how to estimate the time horizon for predictability using the Lyapunov exponent is given in Shaw (1980). For higher dimensional systems the sum of all positive exponents needs to be used. (Schuster, 1988)

3 Phase space reconstruction and correlation dimension

The main procedure used in this section is a method that allows the construction of phase space trajectories of a system using just one of its observable component. This approach is useful even when the evolution mechanism is unknown. For example, the price of an asset may be described by an unknown dynamics in terms of variables not immediately assessed or identifiable. Under some conditions, using the method discussed herein, one can determine the number of variables that generated the motion by considering just the price series or the series corresponding to a single component of the system. When trajectories of dynamical systems are evolved to the future, they tend to accumulate near attractors. The method also provides, in some cases, a way to obtain the fractal dimension of the attractor. (Mañe, 1981; Takens, 1981) Two main limitations for the application of the method occur when there is excessive presence of noise and when large amounts of data is not available. We will not discuss here how to filter the data but refer to Kostelich and Sreiber (1993) and Davies (1997). A critical issue is the amount of data required for meaningful determination of parameters and an inequality giving an upper bound for the dimension calculation will be discussed.

Observations on n -dimensional trajectories constitute a sequence of numbers defined on points on these orbits. Suppose that the only information about the system is a series of data values $a(t)$ representing some measured empirical observation which may correspond to indices, price returns, exchange rates, etc. The time index depend on the problem at hand and can be minute, day, week, etc. Choose a time delay¹ T and consider an N -dimensional model of phase-space with trajectories defined by points $\alpha^N(t) = (a(t+T), a(t+2T), \dots, a(t+NT))$. Increasing t implies in the evolution of the N -dimensional orbit $\alpha^N(t)$ and this provides an image of the attractor. The crucial parameter to be determined is the minimum dimension n , called embedding dimension, of the space where this process occurs. The method for the determination of n from the N -dimensional space requires the consideration of the correlation sum $C(r)$. The function $C(r)$ is defined as the normalised average number of pairs of points inside N -dimensional spheres of radius r along the trajectory of the system. (Grassberger and Procaccia, 1983; Abarbanel *et al.*, 1993). The main point here is to identify a scaling region in the logarithmic plots of r by $C(r)$ for several values of N and r where an unambiguous slope is clearly visible (see Kantz and Schreiber, 1999). At each increment of N we note that the slope of the linear part of the plot tends to increase until a certain maximal stabilisation value is reached.

1 There are well defined methods to choose this delay (see Abarbanel). For example, T could be chosen as the time necessary for the autocorrelation to decay to $1/e$ of its initial value. In our case, since data are scarce, it is a common procedure to choose the delay as one unit of time.

The first N for which the slope saturates and stops increasing is the embedding dimension n of the system, and the corresponding slope is the fractal dimension of the attractor, in this case called the correlation dimension. Another approach to determine the embedding dimension is the notion of false nearest neighbours as discussed in Kennel, Brown and Abarbanel (1992). A distinction between deterministic chaotic evolution and stochastic processes is that the embedding dimension for stochastic evolution always increases and this motion will never be confined to lower dimensional spaces.

In this discussion, and in what follows, the delay is taken to be $T=1$, although the method of mutual information suggested in Abarbanel *et al.* (1993) should have been used. We do not have enough data for discarding points and our conclusions will be corroborated by the use of the Lempel-Ziv complexity which does not require embeddings. The Lorenz attractor is a prototype for chaotic deterministic behaviour and its computed maximal Lyapunov exponent is $\lambda=2.16$.² The same method applied to the IBOVESPA logarithmic returns between May 2, 1994 and July 27, 1999, a series comprised of 1292 valid records, would also give a positive exponent $\lambda=0,63$. Two remarks need to be made concerning the value of this exponent. Firstly, it should be stressed that we have considered the exponent over the whole period. However the Brazilian stock market can have large local variations, sometimes in a few days, and this is not apparent in a long-term average of 1292 records. For practical uses of this concept we recommend the calculation of the local Lyapunov exponent, for example computed weekly, a technique called short time average which has successfully been applied in fluid turbulence (Tavakol and Tworkowski, 1988) and chaotic cosmological models. (Burd, Buric and Ellis, 1990) Secondly, the algorithm by Wolf *et al* cannot be recommended as the sole criterion for chaoticity since it does not provide any indication that a deterministic mechanism is operating in the dynamics.³ In other words, although the index system has a positive Lyapunov exponent we cannot infer it is chaotic based on just this information since chaos is a manifestation of a deterministic process. More has to be explored to arrive at a classification of deterministic or nondeterministic system. In the easier case of the Lorenz attractor its correlation dimension is 2.03 with an embedding dimension 3 because increasing N beyond this value the correlation dimension does not alter significantly from that value. If nothing else was known about the

2 See Wolf *et al.* (1985) for the constant parameters used for the Lorenz attractor. There are other possible choices, giving different exponents.

3 The algorithm presented in Wolf *et al.* (1985) assumes determinism, but this is what we are trying to assess (see Kantz and Schreiber, 1999).

Lorenz system these results strongly suggest that its generating mechanism is deterministic. As regards the financial index, if we successively increase N from 2 to 5 the correlation function increases, respectively, as 2.06, 3.06, 3.76 and 4.46. This is an indication that there is no saturation of the slope and no definite fractal dimension can be inferred. This is an indication that the index is not deterministic. Further insights will be provided by the Lempel-Ziv complexity in the next section; below we present additional discussion on the determination of the correlation dimension.

A critical issue in all analyses of an unknown dynamics is that the number of data points may impose severe restrictions on the upper limit for the values of N we can use. For example in this case we can not go beyond 5. An inequality (Eckmann and Ruelle, 1992; see also the discussion in Stefanovska, Strle and Kroselj, 1997) sets an upper limit on N beyond which no conclusions can be drawn from a time series. The fractal dimension is related to the number of points M and the relative size ρ of the data (the range for which logarithmic graph of $C(r)$ is approximately a straight line divided by the spread of the data in phase-space). The inequality is given by $D_{max} \leq 2 (\log M) / \log (1/\rho)$. In the case of IBOVESPA, with $\rho \approx 1/10$, we have that $D_{max} \leq 6$. Any calculation which violates this bound is completely meaningless, and even 6 dimensional embeddings should be avoided. This is the reason why we have limited our calculations to 5. Actually, with limited amounts of data it is impossible to distinguish between high dimensional chaos and stochastic processes. In spite of this, within the limited amount of data at our disposal, the index seems to behave as a stochastic process. This phenomenon also happens when we compute the correlation dimension of the stocks of Vale do Rio Doce (mining company) and Telebrás (telephone company). In conclusion, as far as our application of this criterion is concerned, with the data available, the stocks and the index analysed appear to have been generated by a stochastic process.

4 Lempel-Ziv complexity

Our analysis suggested that the index IBOVESPA and other stocks can be considered as generated by a stochastic process and not by a deterministic mechanism. Since this conclusion cannot be considered definitive, we will include another measure of randomness in this discussion that provides further confirmation of that result. In this context one does not need to reconstruct phase-space but interpret the data $a(t)$ as a signal generated by some kind of source. This idea is ever present in communication theory where one wishes to determine the minimum alphabet required to code a source whose signal is to be sent through a noisy channel. Let us consider the length $L(N)$ of the minimal program that reproduces a sequence with N symbols. The Lempel-Ziv algorithm is constructed by a special parsing which splits the sequence into

words of the shortest length and that has not appeared previously. For example, the sequence 0011101001011011 is parsed as 0.01.1.10.100.101.1011. One can show that $L(N) \approx N_w(N) \log(N_w(N) + 1)$ where $N_w(N)$ is the number of distinct words in a parsing and N the size of the sequence. From this one can see that $L(N)$ contains a measure of randomness where a source that produces a greater number of new words is more random than a source producing a more repetitive pattern. In analogy with dynamical evolution, those systems that are composed of well defined cycles is predictable while chaotic motion and stochastic processes are always producing new kinds of trajectories that never repeat themselves. The Lempel-Ziv complexity is defined as $C = \limsup_{N \rightarrow \infty} L(N)/N$. (Lempel and Ziv, 1976; Badii and Politi, 1997) A comparison between chaos and stochasticity can now be obtained. In the former case the Lempel-Ziv complexity is well below 1 while in the latter it is close to one. More specifically, if we consider an oscillatory system such as the well known van der Pol oscillator, then $C=0.049$. For the Lorenz attractor, $C=0.181$. The complexity for the index IBOVESPA is approximately $C=1.06$ thus confirming a higher level of randomness than in a chaotic or oscillatory regime. The stocks from Vale do Rio Doce and Telebrás also present a high value for the complexity providing further evidence of their random character.

5 R/S Analysis and Hurst exponent

Here we discuss an important parameter that can be used for any system, chaotic or stochastic, gaussian or non gaussian. The Hurst exponent provides a measure of long term memory structures for series of data which can be either empirical or explicitly generated by some mechanism. In addition to randomness a given series might possess the tendency to maintain or to revert its previous behaviour. We will quantify this idea using the methods of R/S analysis developed by Hurst. (Mandelbrot, 1988; Moody and Wu, 1996; Peters, 1994) Given a series of data $a(t)$ we first compute its average on an interval of length N from t_0 , that is, $m(N, t_0) = N^{-1} \sum_{t=t_0+1}^{t_0+N} a(t)$. The deviation from the mean in an interval of size τ is just $X(N, t_0, \tau) = \sum_{t=t_0+1}^{t_0+\tau} (a(t) - m(N, t_0))$. Then one calculates the maximum and the minimum deviation for $1 \leq \tau \leq N$ and defines the range as the difference between them: $R(N, t_0) = \text{Max}_\tau X(N, t_0, \tau) - \text{Min}_\tau X(N, t_0, \tau)$. In order to compare phenomena with widely different scales Hurst rescaled this range using the standard deviation $S(N, t_0)$, obtaining the rescaled range $RS(N, t_0) = R(N, t_0) / S(N, t_0)$. By calculating the rescaled range for contiguous intervals of size N , for example, $(t_0 + 1, t_0 + N); (t_0 + N + 1, t_0 + 2N)$, etc. one obtains, for each N , the average $RS(N)$. If a process is such that a scaling law

$$RS(N) = const \times e^{HN}$$

can be found then we call it a Hurst process with Hurst exponent H . One can show that $0 < H < 1$, and three important cases arise. For gaussian processes, when $H=1/2$ the system is just the Brownian motion in continuous time and there are no correlation between past and future. When $H \neq 1/2$ there is long term correlation and the evolution falls into two categories. For $H > 1/2$, the process is called persistent and there is a propensity to maintain past trends, that is, if the motion was increasing/decreasing it keeps increasing/decreasing. When $H < 1/2$, the motion is antipersistent and there is propensity to invert past trend resulting in a motion with larger local variations than for persistent processes. In fact, when a Hurst process is plotted against time its fractal dimension⁴ is $2-H$, showing that an antipersistent motion has a larger fractal dimension. A Brownian motion has fractal dimension $3/2$.

We used R/S analysis to compute the Hurst exponent for the index IBOVESPA. The result we obtained was approximately 0.615, showing that there is memory of past moves and this differs from models in which motion is uncorrelated. When applying these procedures to the Lorenz attractor one obtains $H \approx 0.707$ and in this case R/S analysis indicates a slight periodic tendency in this system. (De Grauwe, Dewachter and Embrechts, 1993) Persistence and antipersistence are phenomena that do not distinguish between determinism and stochasticity but they constitute an important diagnostic parameter leading to a better understanding of empirical data.

6 BDS statistics

The basis for this method is the correlation sum described above where it is used as a test statistic on a time series data. Formally, the BDS test has as its null that the data were generated by a iid process, that is, by an independent and identically distributed stochastic process. (Brock, Dechert and Scheinkman, 1987; Brock, Dechert, Scheinkman and LeBaron, 1996) The BDS test does not specify an alternative hypothesis but a number of Monte Carlo experiments have been performed against a variety of alternatives. (Brock, Hsieh and LeBaron, 1991) In our study we used the BDS statistic as a tool for the specification of models. After adjusting a linear model to the data we applied the BDS statistic on the residue. This procedure was implemented in Denisard, Brundo and Francisco (1999) using data from IBOVESPA,

4 See Mandelbrot (1988) for a discussion of the various notions of fractal dimensions.

Vale do Rio Doce and Telebrás with the following results. The null hypothesis was accepted for the index and rejected for the stocks Vale and Telebrás. This means, as far as these studies are concerned, that the index is best described by a linear process while the stocks contain nonlinearities that might be worthwhile to model.

7 Conclusions

Our analysis of the index IBOVESPA has shown that its behaviour can be considered as that of a persistent linear stochastic processes not generated by a deterministic mechanism. As a consequence, if this index is used as the underlying for pricing derivative securities, then the most adequate model for the trajectories is not the geometric Brownian motion because such process is not persistent. In modelling the index one should avoid using traditional neural networks paradigms or ARIMA in favour of its generalised fractal counterpart ARFIMA. In the case of stocks, the use of nonlinear stochastic process lead to well known difficulties in the choice of a suitable model. An alternative is to implement a neural network as a probability density estimator. (Weigend and Gershenfeld, 1994; Husmeier, 1999) We remark that some codes calculate a positive value for the maximal Lyapunov exponent of stochastic processes but this result can not be used to infer determinism. In our discussion the embedding dimension and the Lempel-Ziv complexity provided the main tools for the characterisation between deterministic and stochastic modes of evolution.

Bibliography

- Abarbanel, H. D. I., Brown, R., Sidorowich, J. J.; Tsimring, L. Sh. The analysis of observed chaotic data in physical systems. *Rev. Mod. Phys.* 65, 1331, 1993.
- Badii, R., Politi, A. *Complexity*. Cambridge University Press, 1997.
- Brock, W. A., Dechert, W., Scheinkman, J. A test for independence based on the correlation dimension. *SSRI, Working Papers* n. 8702, Economics, University of Wisconsin-Madison, 1987.
- Brock, W. A., Dechert, W., Scheinkman, J.; LeBaron, B. A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, 15, p. 197-235, 1996.
- Brock, W. A.; Hsieh, D. A.; LeBaron, B. *Nonlinear dynamics, chaos and instability: statistical theory and economic evidence*. MIT Press, 1991.

- Burd, A. B., Buric, N.; Ellis, G. F. A numerical analysis of chaotic behaviour in Bianchi IX models. *Gen. Rel. Grav.* 22, p. 349-363, 1990.
- Davies, M. E. Reconstructing attractors from filtered time series. *Physica D* 101, 195, 1997.
- Denisard, A., Brundo, M., Francisco, G. Análise não-linear de séries financeiras. Preprint, IFT/2000. Submitted for publication.
- De Grauwe, P., Dewachter, H., Embrechts, M. *Exchange rate theory: chaotic models of foreign exchange markets*. Oxford: Blackwell Publishers, 1993.
- Eckmann, J.-P., Ruelle, D. Ergodic theory of chaos and strange attractors. *Rev. Mod. Phys.* 57, 617, 1985.
- _____ Fundamental limitations for estimating dimensions and Lyapunov exponents in dynamical systems. *Physica D* 56, 185, 1992.
- Kennel, M. B., Brown, R., Abarbanel, H. D. I. Determining embedding dimension for phase-space reconstruction using a geometric construction. *Phys. Rev.* A45, 3403, 1992.
- Grassberger, P.; Procaccia, I. Characterization of strange attractors. *Phys. Rev. Lett.* 50, 346, 1983.
- Husmeier, D. *Neural networks for conditional probability estimation: forecasting beyond point predictions*. Springer, 1999.
- Kantz, K.; Schreiber, T. *Nonlinear time series analysis*. Cambridge University Press, 1999.
- Kostelich, E. J., Schreiber, T. Noise reduction in chaotic time-series data: a survey of common methods. *Phys. Rev.* E48, 1752, 1993.
- Lempel, A., Ziv, J. On the complexity of finite sequences. *IEEE Trans. Inform. Theory* 22, 75, 1993.
- Mandelbrot, B. *The fractal geometry of nature*. W. H. Feeman, 1988.
- Mañe, R. On the dimension of the compact invariant sets of certain nonlinear maps. In: *Dynamical systems and turbulence*. Warwick 1980, Lecture Notes in Mathematics, Springer-Verlag, 1981.
- Mañe, R. *Teoria ergódica*. English translation by Springer-Verlag, Projeto Euclides, 1983.

- Moody, J., Wu, L.-Z. Improved estimates for the rescaled range analysis. *In: Refenes A.-P. N.; Abu-Mostafa, Y., Moody; J., Weigend, A. (eds.), Neural networks in financial engineering.* World Scientific, 1996.
- Peters, E. *Fractal market analysis.* Wiley, 1994.
- Schuster, H. G. *Deterministic chaos.* VCH, 1988.
- Shaw, R. Strange attractors, chaotic behaviour, and the information flow. *Z. Naturforsch.* 36a, 80, 1981.
- Stefanovska, A., Strle, S., Kroselj, P. On the overestimation of the correlation dimension. *Phys. Lett.* A235, 24, 1997
- Takens, F. Detecting strange attractors in turbulence. *In: Dynamical systems and turbulence.* Warwick 1980, Lecture Notes in Mathematics, Springer-Verlag, 1981.
- Tavakol, R. K., Tworowski, A. S. Fuid intermittency in low dimensional deterministic systems. *Phys. Lett.* A126, p. 318-324, 1988.
- Weigend, A. S., Gershenfeld, N. A. (eds.). *Time series prediction: forecasting the future and understanding the past.* Addison Wesley, 1993.
- Wolf, A., Swift, J. B.; Swinney, H. L.; Vastano, J. A. Determining the Lyapunov exponent from a time series. *Physica* 16D, 285, 1985.

O processo de abertura comercial brasileira e o crescimento da produtividade*

Álvaro Barrantes Hidalgo[§]

RESUMO

O objetivo do trabalho é examinar a relação existente entre o incremento da produtividade industrial e o processo de abertura comercial brasileiro que foi iniciado em 1988. Utilizando a estimação de um modelo econométrico, é calculada a produtividade total dos fatores ajustada para as economias de escala e as margens de *mark-up*. Os resultados mostram a existência de um alto nível de *mark-up* para a indústria de transformação. Esse é um resultado já esperado tendo em vista os altos níveis de proteção existentes na economia brasileira no passado. Dessa forma, fazendo os ajustes necessários, o trabalho mostra que a produtividade total dos fatores não ajustada subestima o verdadeiro índice de produtividade da indústria.

Palavras-chave: abertura comercial, produtividade industrial, concorrência industrial, economias de escala.

ABSTRACT

This article analyses the relationship between industrial productivity growth and the Brazilian trade liberalization program that began in 1988. Using a econometric model we estimated total factor productivity adjusted by returns to scale and market power. The results show that there is a high mark-up in the Brazilian transformation industry. This is a expected result because of high protection level in Brazilian economy in the past. Thus making adjustment the article show that total factor productivity without correction under- estimate the true productivity growth.

Key words: trade liberalization, industrial productivity, market power, returns to scale.

JEL classification: F13, F43, O47.

* Versão anterior deste trabalho foi apresentada no XXVIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, realizado em Campinas- SP, dezembro de 2000. O autor agradece os comentários e sugestões valiosos recebidos de um parecerista anônimo desta revista, isentando-o de quaisquer erros e omissões remanescentes.

§ Doutor em Economia USP - SP, Professor do Departamento de Economia da UFPE e Pesquisador do CNPq.

Recebido em junho de 2001. Aceito em janeiro de 2002.

1 Introdução

A estratégia brasileira de substituição de importações, que prevaleceu durante várias décadas, foi responsável pelo estabelecimento de um parque industrial bastante sofisticado e integrado. O conhecimento tecnológico, a qualidade e as habilidades desenvolvidas durante o processo de industrialização foram importantes para o desenvolvimento da competitividade e conquista de alguns mercados internacionais em alguns produtos manufaturados. Em outro trabalho (Hidalgo, 1996) o autor reuniu evidência empírica que parece mostrar que o crescimento e as mudanças verificadas na estrutura do comércio internacional brasileiro não foram apenas o resultado dos esquemas de incentivos às exportações e o crescimento da demanda externa, mas também fruto de alguns ganhos dinâmicos gerados pelo processo de industrialização. De fato, o comércio exterior brasileiro tem mostrado um crescimento significativo nas últimas décadas, principalmente no que se refere às exportações de manufaturados.¹ Entretanto, o esquema de subsídios e incentivos às exportações, que certamente foi importante para esse crescimento, foi superposto ao sistema de proteção de substituição de importações então vigente, criando ineficiências na economia brasileira. Em anos mais recentes os formuladores da política econômica têm introduzido, entre outras, algumas medidas de livre comércio, a fim de tornar a economia brasileira mais competitiva e moderna. O processo gradual de abertura teve início em julho de 1988, levando a uma redução na tarifa média de 130% vigente em 1987 para menos de 15% em 1994. Durante o período houve também redução na dispersão tarifária. O processo foi intensificado no início da década de noventa, e a abertura comercial passou também a significar a eliminação das barreiras não-tarifárias. Esperava-se que todo esse conjunto de medidas de abertura comercial levasse a uma melhoria na eficiência da economia brasileira, gerando, portanto, uma melhor alocação intersetorial dos recursos e criando as bases para uma inserção competitiva na economia internacional. Assim, a abertura da economia pretendia promover uma mudança em relação ao passado e integrar a economia brasileira na globalização, onde as atividades menos competitivas deveriam ser substituídas por outras de maior produtividade. Após alguns anos de experiência com o novo sistema, a evolução dos níveis médios de produtividade industrial brasileira tem mostrado importantes mudanças. A evolução da produtividade brasileira, mensurada por meio da produção física por trabalhador ligado à produção, durante o período 1970/1995, apresenta uma taxa média de crescimento de 4% ao ano. Porém, durante o

1 Foi constatado também em Hidalgo (1993a) que houve uma mudança no tipo de comércio internacional. O comércio brasileiro de manufaturados parece ser cada vez mais do tipo intra-indústria do que do tipo interindústria. Em outro trabalho do autor (Hidalgo, 1993b) foram realizadas estimativas que mostraram que o comércio brasileiro intra-indústria é mais freqüente nos produtos que apresentam salários médios mais elevados, nos grupos de produtos mais diferenciados e no comércio com países que apresentam mercados grandes.

período 1990/1995, o crescimento da produtividade da mão-de-obra industrial se intensificou e passou a ser da ordem de 7% ao ano, em média. Segundo Salm, Saboia e Carvalho (1996, p. 179), esses níveis de crescimento são comparáveis em nível internacional, especialmente no que diz respeito aos países asiáticos.

As altas taxas de crescimento da produtividade do trabalho na indústria alcançadas e as modificações por que tem passado a economia nacional desde 1990 têm gerado alguns debates sobre qualidade, produtividade e competitividade. Em anos mais recentes ganhou também importância o debate sobre a magnitude das taxas de crescimento da produtividade, tendo em vista que a manutenção, por parte do governo, de uma taxa de câmbio que sobrevalorizava o real ante o dólar parecia ser suportável por parte dos empresários num contexto de elevado crescimento da produtividade. Apesar da importância do assunto, poucos trabalhos têm sido realizados com a finalidade de identificar as causas do crescimento da produtividade e o papel da abertura econômica dentro de todo esse processo. A abertura comercial no Brasil certamente ainda trará importantes mudanças para a estrutura da economia, sendo, portanto, necessário conhecer quais têm sido seus efeitos sobre a produtividade, sobre o grau de concorrência das empresas, sobre o emprego e a distribuição da renda, sobre as contas do setor externo e, em geral, sobre todo o processo de crescimento econômico.

O objetivo deste trabalho é examinar a relação existente entre o incremento da produtividade industrial e o processo de abertura comercial brasileiro iniciado em 1988. Utilizando dados das Pesquisas Industriais do IBGE, pretende-se fazer estimativas que permitam conhecer melhor a relação existente entre o crescimento da produtividade e as reformas na política comercial que vêm sendo implementadas no Brasil. Os fundamentos para o estudo dessa questão podem ser encontrados na teoria do comércio internacional. Num contexto de economia estática, e em nível microeconômico, a proteção tem custos para a sociedade, pois os recursos não são alocados em setores onde a economia tem vantagens comparativas. A teoria recente do comércio chama a atenção para a concorrência imperfeita no comércio internacional e desenvolve um outro argumento para o livre comércio.² Segundo esta nova teoria, os mercados protegidos são, em geral, dominados por poucas firmas, e uma reforma de abertura comercial aumentaria a concorrência na economia. De fato, no caso do Brasil, durante a fase de transição e implantação do Plano Real, o instrumento tarifário foi muito utilizado como mecanismo para disciplinar os preços domésticos via aumento da competição externa. (Kume, 1996) A importância do aumento da concorrência tem levado alguns autores

2 Ver por exemplo Helpman e Krugman (1985).

(por exemplo Hall, 1988 e Harrison, 1994) a mostrar que as mudanças na produtividade associadas com a abertura comercial podem ser incorretamente mensuradas caso a reforma na política comercial afete também a natureza da competição. O presente trabalho está dividido da seguinte forma. Na seção 2 será apresentado o modelo teórico e as equações que se pretende estimar. Seguindo a literatura recente, mostrar-se-á a natureza do viés na mensuração da produtividade e de que forma este pode ser corrigido. Na seção 3 serão descritos os dados utilizados nas estimações e suas limitações. Na seção 4 serão apresentados os resultados que foram obtidos a partir das regressões estimadas. Finalmente, na seção 5 serão apresentadas as conclusões finais do trabalho.

2 Aspectos metodológicos

2.1 O modelo teórico

A estrutura do modelo a ser utilizado na análise da relação entre abertura comercial e produtividade segue os desenvolvimentos de Hall (1988), Domowitz, Hubbard e Petersen (1988) e Harrison (1994). Os principais aspectos formais serão apresentados a seguir. Considere-se a função de produção de uma empresa i que opera no setor industrial j e no instante de tempo t :

$$Q_{ijt} = A_{jt} F_{it} (L_{ijt}, K_{ijt}) \quad (1)$$

onde Q_{ijt} representa a quantidade física produzida pela empresa i , utilizando como insumos o trabalho, L , e o capital físico, K .³ A_{jt} representa o índice de progresso tecnológico do tipo Hicks - neutro no setor industrial j .

Diferenciando totalmente a equação (1) e dividindo por Q_{ijt} , em ambos os lados da expressão, tem-se:

$$(d Q/Q)_{ijt} = (\partial Q/\partial L) (d L/Q)_{ijt} + (\partial Q/\partial K) (d K/Q)_{ijt} + (d A/A)_{jt} \quad (2)$$

3 A rigor, na função de produção (1) deveriam ser também incluídos os insumos materiais necessários à produção. O viés causado pela não inclusão dessa variável nas estimativas poderia ser eliminado usando o valor adicionado como medida de produção. Infelizmente, as séries históricas para o valor adicionado são curtas. O Novo Sistema de Contas Nacionais fornece estimativas do valor adicionado por atividade apenas para o período 1990-99. Neste trabalho, esse problema do viés é apenas, em parte, resolvido ao se utilizar o indicador de produção física da Pesquisa Industrial Mensal da FIBGE como medida de produção. O uso da produção física como *proxy* do valor adicionado implica admitir algumas hipóteses muito fortes, principalmente para economia brasileira. Na verdade, o indicador de produção física é uma medida mista.

Em diversos trabalhos Hall (por exemplo Hall, 1988) tem chamado a atenção para a importância da concorrência imperfeita no entendimento das flutuações da produtividade total, principalmente no setor industrial. Hall (1988) sugere um método para estimar o *mark-up* nas indústrias e analisar os efeitos da estrutura de mercado sobre os movimentos da produtividade. Assim, caso as empresas que operam no setor industrial j não sejam perfeitamente competitivas, a remuneração dos insumos não se dará com base no valor do produto marginal. Se a empresa j opera em um mercado de concorrência imperfeita, então o valor do produto marginal de um insumo excederá o seu preço por um nível de *mark-up*, aqui chamado de μ_j . A fim de simplificar a análise, admite-se que o nível de *mark-up* μ_j varia somente entre setores. Esta hipótese representa uma limitação que deverá ser levada em conta nos resultados obtidos neste trabalho. O *mark-up* pode variar não apenas entre setores industriais e entre firmas, mas também ao longo do tempo. Durante o período analisado certamente aconteceram mudanças no *mark-up*.

Substituindo as condições de primeira ordem de maximização de lucros da empresa na equação (2), tem-se:

$$(dQ/Q)_{ijt} = \mu_j (w.L/P.Q \quad dL/L + r.K/P.Q \quad dK/K)_{ijt} + (dA/A)_{jt} \quad (3)$$

Os valores das frações $w.L/P.Q$ e $r.K/P.Q$ representam as participações de cada um dos fatores, trabalho e capital, no valor do produto total. A seguir essas participações do trabalho e do capital serão denotadas por meio de α_l e α_k , respectivamente. Assim, tem-se:

$$(dQ/Q)_{ijt} = \mu_j (\alpha_l dL/L + \alpha_k dK/K)_{ijt} + (dA/A)_{jt} \quad (4)$$

No caso da empresa i operar com uma tecnologia de produção sujeita a rendimentos constantes de escala, $\alpha_l + \alpha_k = 1/\mu$. Porém, neste trabalho, seguir-se-á a abordagem de Hall (1988) e considerar-se-á o caso mais geral onde:

$$\alpha_l + \alpha_k = \beta/\mu \quad (5)$$

sendo β um parâmetro que representa as economias de escala. Subtraindo $(dK/K)_{ijt}$ em ambos os lados da equação (4) e substituindo a equação (5), tem-se:

$$(dQ/Q - dK/K)_{ijt} = [\mu_j \alpha_l dL/L + (\beta - \mu_j \alpha_l) dK/K - dK/K]_{ijt} + (dA/A)_{jt} \quad (6)$$

ou

$$(dQ/Q - dK/K)_{ijt} = \mu_j \alpha_l (dL/L - dK/K)_{ijt} + (\beta - 1) (dK/K)_{ijt} + (dA/A)_{jt}$$

ou

$$dq_{ijt} = \mu_j \alpha_1 dl_{ijt} + (\beta - 1) dk_{ijt} + (dA/A)_{jt} \quad (7)$$

onde dq_{ijt} representa a taxa de crescimento da relação Q/K ; dl_{ijt} representa a taxa de crescimento da relação L/K , e dk_{ijt} representa a taxa de crescimento do estoque de capital da empresa i no setor industrial j . No caso de rendimentos constantes de escala, $\beta = 1$, e mercados competitivos, $\mu = 1$, Solow (1957) derivou uma medida para a taxa de crescimento da produtividade, conhecida na literatura como produtividade total dos fatores. Essa produtividade total de fatores (PTF) é expressa da seguinte forma:

$$PTF_{jt} = (dA/A)_{jt} = dq_{ijt} - \alpha_1 dl_{ijt} \quad (8)$$

Diferente das medidas de produtividade que levam em conta apenas o produto e o insumo de trabalho, a PTF leva em conta também o insumo de capital e, de um modo mais geral, todos os demais insumos que participam do processo produtivo. Apesar dessa medida ser muito utilizada na literatura, ela tem algumas limitações. Assim, por exemplo, Harrison (1994) chamou a atenção para o fato de que a estimativa da mudança na produtividade, dA/A , pode ser viesada devido à presença da concorrência imperfeita. Considere-se, por exemplo, o caso de uma empresa que opera com rendimentos constantes de escala, $\beta = 1$. Nesse caso, subtraindo $\alpha_1 dl_{ijt}$ em ambos os lados da equação (7) tem-se:

$$dq_{ijt} - \alpha_1 dl_{ijt} = PTF_{jt} = (\mu_j - 1) \alpha_1 dl_{ijt} + (dA/A)_{jt} \quad (9)$$

Nesse caso a medida de produtividade observada será PTF_{jt} , enquanto a verdadeira medida de produtividade é $(dA/A)_{jt}$. Apenas no caso de concorrência perfeita, preço igual a custo marginal, a medida de produtividade de Solow será não viesada. A equação (9) mostra que caso o *mark-up* seja maior do que 1 e a relação l esteja aumentando (diminuindo), então a taxa de crescimento da produtividade, $(dA/A)_{jt}$, será superestimada (subestimada). Por outro lado, mudanças na tendência da taxa de crescimento da produtividade também podem ser incorretamente analisadas. Considere-se, por exemplo, o caso onde um processo de abertura comercial leva a uma queda no nível de *mark-up*. Neste caso, a simples comparação da produtividade antes e após a abertura comercial provavelmente estará mostrando incorretamente a verdadeira mudança na produtividade, dA/A .

Analisemos agora de que forma as estimativas de produtividade podem ser incorretamente mensuradas ao admitirmos que os rendimentos de escala são constantes quando na realidade não são. Vamos admitir a existência de rendimentos crescentes de escala, $\beta > 1$, e, para simplificar, postulamos que $\mu = 1$. Da equação (7) tem-se que:

$$dq_{ijt} - \alpha_1 dl_{ijt} = PTF_{jt} = (\beta - 1) dk_{ijt} + (dA/A)_{jt} \quad (10)$$

Neste caso, a PTF observada é o resultado da soma de (dA/A) mais os ganhos de produtividade devidos ao aproveitamento das economias de escala. Esses ganhos de produtividade serão positivos caso o estoque de capital esteja aumentando.

2.2 Equações a serem estimadas

Neste trabalho estamos interessados em conhecer melhor o impacto do processo de abertura comercial brasileiro sobre o comportamento dos níveis de produtividade da economia. Pretendemos saber se houve mudanças no padrão de comportamento da produtividade na indústria de transformação durante o período após a reforma comercial do início da década dos 90. A fim de analisar esses efeitos e saber se a reforma induziu ou não mudanças no nível de crescimento da produtividade total é preciso acrescentar à equação (7) uma variável *dummy* - intercepto D . Essa variável *dummy* D assume valor 1 para o período após a abertura comercial e zero em caso contrário. Neste trabalho considera-se o período 1993/1998 como sendo o período pós-abertura comercial. A versão do modelo com rendimentos constantes de escala, $(\beta = 1)$, a ser estimada, é a seguinte:

$$dq_{ijt} = a1_j + a2 (\alpha_1 dl_{ijt}) + a3 D + e_{it} \quad (11)$$

onde e_{it} representa o termo aleatório. O termo da produtividade (dA/A) pode ser interpretado como sendo a taxa média de crescimento da produtividade na indústria j . Esse termo pode ser representado pelo termo constante $a1_j$. No modelo acima o coeficiente a ser estimado, $a2$, indica a importância do poder de mercado no setor industrial j . Por outro lado, caso o processo de abertura comercial tenha induzido um aumento na produtividade total, então o parâmetro $a3$ estimado terá sinal positivo.

O modelo econométrico da equação (11), entretanto, está admitindo que a tecnologia obedece a hipótese de rendimentos constantes de escala. Segundo Hall (1988), essa pode ser uma causa de má especificação do modelo e que pode levar a estimativas da produtividade que são viesadas, como mostrado anteriormente. Assim, neste trabalho, o modelo será estimado também relaxando a hipótese de rendimentos constantes de escala, a fim de verificar a existência ou não de economias de escala na indústria de transformação. Somando a ambos os lados da equação (7) a taxa de crescimento do estoque de capital, dk_{ijt} , a equação sem restrição sobre as economias de escala a ser estimada é a seguinte:

$$dq_{ijt} + dk_{ijt} = a1_j + a2 (\alpha_1 dl_{ijt}) + a3 D_t + a4 dk_{ijt} + e_{it} \quad (12)$$

Na equação (12) o coeficiente a_4 a ser estimado representa o parâmetro das economias de escala, β . Assim, o teste da hipótese de rendimentos constantes se resume ao teste da hipótese de $\beta = 1$. Caso o setor industrial apresente um valor para a_4 maior (menor) do que 1, isso evidenciará a existência de tecnologia com rendimentos crescentes (decrescentes) de escala.

3 Dados utilizados

A estimação das equações do modelo apresentado acima exige um esforço de aprimoramento dos dados disponíveis. A fim de realizar as estimações propostas é preciso contar com informações, em nível desagregado, sobre a evolução da produção real, os insumos de trabalho, os insumos de capital e sobre a participação do fator trabalho no produto total. A obtenção desses dados nem sempre é possível no nível de detalhe requerido, exigindo, em alguns casos, a utilização de variáveis *proxies* para algumas variáveis.

As estimações que serão apresentadas neste trabalho foram obtidas utilizando como base de informações os dados das Pesquisas Industriais Mensais (PIM) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE). A PIM é uma pesquisa por estabelecimentos, contínua, de âmbito nacional e que conta com um volume grande de informações sobre diversos aspectos das indústrias brasileiras. Como medida da produção foi utilizado o indicador de produção física (PIM-PF). Quanto ao insumo de trabalho, foi utilizada a evolução do nível de emprego na indústria de transformação da Pesquisa Industrial Mensal-Dados Gerais (PIM-DG).

Embora esses dados sejam os mais utilizados nas análises e discussões sobre produtividade no Brasil, alguns autores levantam algumas dúvidas sobre a representatividade das séries históricas e sobre a metodologia de cálculo.⁴ Argumenta-se que a PIM-PF e a PIM-DG, ambas elaboradas pela FIBGE, vem perdendo representatividade ao longo do tempo. Argumenta-se, igualmente, que existe problema de adequação das variáveis produção física e horas pagas como *proxies* do valor adicionado e das horas trabalhadas, respectivamente.⁵

4 Ver, por exemplo, Salm, Saboia e Carvalho (1996).

5 Tendo em vista as dificuldades envolvidas na mensuração, o valor adicionado é aproximado pela produção física. Isso implica admitir que ao longo do tempo os preços relativos, a organização industrial e a qualidade dos produtos têm permanecido constantes. Por outro lado, a PIM-DG pesquisa as horas pagas e não as horas trabalhadas, que é o que interessa na análise sobre produtividade. A diferença entre as duas variáveis são as horas pagas e que não foram trabalhadas, tais como os períodos de férias dos trabalhadores. Argumenta-se, porém, que essas duas variáveis parecem ter a mesma evolução histórica. Cabe igualmente destacar que mudanças na qualificação da mão-de-obra não são levadas em consideração no índice de pessoal ocupado.

Assim, o fenômeno da terceirização e a substituição de insumos nacionais por importados poderiam distorcer o verdadeiro valor adicionado. Pesquisas realizadas, porém, parecem mostrar que o fenômeno da terceirização não é tão forte quanto se imagina.⁶ Da mesma forma, os dados mostram que a perda de representatividade da PIM-DG não parece ser muito intensa.⁷ Mesmo assim, as estimativas a serem obtidas devem ser analisadas com os devidos cuidados levando em conta as limitações apontadas sobre os dados.

No que se refere a informações sobre os insumos de capital, também existem dificuldades, principalmente na sua mensuração. Na ausência de melhores estimativas, os insumos de capital foram aproximados pelo consumo industrial de energia elétrica em cada setor da indústria. A energia elétrica é a principal fonte de força motriz da indústria. Os dados sobre consumo industrial de energia elétrica têm como fonte a Eletrobrás.

No que concerne às Informações sobre a participação do insumo trabalho no produto total, parâmetro α_1 , foram considerados valores semelhantes aos utilizados em estudos similares. Foram estimadas regressões admitindo valores de 0,40 e 0,50 para a participação do fator trabalho. Os resultados obtidos não se alteram significativamente. Neste trabalho serão apresentadas, porém, apenas as regressões estimadas para o caso onde a participação do trabalho no produto é de 0,40.

4 Resultados obtidos

Com base nos dados descritos anteriormente foi calculada uma primeira medida da produtividade total dos fatores para a indústria de transformação, não ajustada, aqui chamada PTF1, para o período 1976 a 1998. As taxas de variação da PTF1 estão apresentadas na Tabela 1 e foram calculadas com base na fórmula da equação (8), em termos discretos. Essa medida de PTF1 corresponde ao “resíduo de Solow” (1957). Na coluna (5) da Tabela 1 é apresentado o índice correspondente com base 1976=100. Observa-se na Tabela 1 que a PTF1 é em média menor durante os períodos de recessão do que nos demais anos. Esse é um resultado já constatado em outros trabalhos (ver, por exemplo, Bonelli e Fonseca, 1998). A PTF1 é inclusive negativa durante os períodos de maior recessão na economia brasileira,

6 Ver, por exemplo, Bonelli e Fonseca (1998).

7 Bonelli e Fonseca (1998), por exemplo, encontraram que as taxas de variação do pessoal ocupado segundo a PIM-DG e do pessoal ocupado com carteira assinada, segundo a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), da FIBGE, mostram resultados muito parecidos.

como é o caso do início das décadas de oitenta e de noventa. Observa-se também na Tabela 1 uma mudança significativa no padrão de comportamento da eficiência após o período de abertura comercial, identificado neste trabalho como sendo o período após 1993. A taxa de crescimento média da PTF1 durante o período 1976/1992 se situava ao redor de -0,7 % ao ano, enquanto que para o período 1993/1998 a mesma taxa de crescimento passou a ser da ordem de 2% ao ano.

Tabela 1
Produtividade Total dos Fatores na Indústria de Transformação
- Taxas de Crescimento - Estimativas Não-Ajustadas

ANO (1)	dq (2)	dl (3)	PTF1 (4)	Índice PTF1 1976=100 (5)
1976	n.d.	n.d.	n.d.	100,00
1977	-7,72	-9,57	-3,89	96,11
1978	0,67	-2,99	1,87	97,90
1979	-1,13	-5,47	1,06	98,94
1980	0,35	-4,19	2,03	100,94
1981	-2,97	-6,25	-0,47	100,47
1982	-2,47	-11,61	2,17	102,65
1983	-9,61	-11,87	-4,86	97,66
1984	-5,10	-7,94	-1,92	95,78
1985	1,88	0,42	1,71	97,42
1986	4,62	2,56	3,60	100,92
1987	-2,56	-5,96	-0,18	100,75
1988	-7,71	-3,24	-6,41	94,28
1989	4,02	3,33	2,69	96,82
1990	-4,32	-2,81	-3,20	93,72
1991	-5,25	-7,26	-2,35	91,52
1992	-4,68	-5,76	-2,38	89,35
1993	2,21	-4,71	4,09	93,01
1994	2,87	-3,13	4,12	96,84
1995	-0,06	-6,14	2,40	99,16
1996	-1,43	-4,96	0,55	99,71
1997	2,42	-3,16	3,68	103,38
1998	-1,88	-3,04	-0,66	102,70

Fonte: Construída a partir de dados das Pesquisas Industriais da FIBGE.

Nota: Ver texto para detalhes sobre o cálculo.

A fim de conhecer melhor a relação existente entre a reforma comercial e o crescimento da produtividade observado, foi estimado o modelo apresentado em seção anterior admitindo primeiro a hipótese dos rendimentos constantes de escala. Ou seja, foi estimada a equação (11). Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 2. Foram feitas estimativas utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários para a indústria de transformação como um todo e também para alguns setores industriais específicos para os quais foi possível reunir as informações necessárias à estimação. Na Tabela 2 o coeficiente a2 representa a estimação do poder de mercado na indústria. Os resultados sugerem altos níveis de *mark-up* para a indústria de transformação e, em particular, para os setores de produtos alimentares e de papel e papelão. O coeficiente a2 não parece ser estatisticamente significativo para o setor têxtil. Esses valores parecem razoáveis levando-se em conta os altos níveis de proteção que caracterizaram a economia brasileira no passado. O coeficiente a3 representa a estimativa da variável *dummy* referente à mudança no crescimento da produtividade durante o período após a reforma da política comercial. O coeficiente obtido é positivo e estatisticamente significativo para a indústria de transformação como um todo. Em nível de setor, porém, o resultado para essa variável é menos conclusivo. Para 3 dos 4 setores analisados o coeficiente a3 é positivo mas estatisticamente não significativo.

Tabela 2
Regressões Estimadas Para a Indústria de Transformação - Modelo Com Rendimentos Constantes de Escala

Setor	a1	a2	a3	R ² _{ajustado}	F	D.W.
Indústria de transformação	0,9 (0,94)	1,79* (4,90)	2,79** (2,27)	0,60	15,7*	2,04
Alimentos	1,05 (1,63)	1,55* (7,24)	0,23 (0,9)	0,75	27,6*	2,20
Papel e Papelão	1,79 (1,54)	1,56* (4,33)	-1,19 (-0,60)	0,50	9,97*	1,91
Química	-1,10 (-0,60)	0,96*** (1,9)	2,93*** (1,18)	0,52	4,3**	2,40
Têxteis	-0,56 (-0,90)	0,40 (1,3)	0,6 (0,4)	0,40	3,7**	2,10

Notas: a) Os números entre parênteses correspondem à estatística "t".

b) ***, ** e * indicam significância dos parâmetros aos níveis de 10%, 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

c) Fonte dos dados utilizados, ver texto.

Conforme foi discutido na seção 2 deste trabalho, uma possível causa de erros de especificação do modelo pode surgir quando admitimos a hipótese dos rendimentos constantes de escala. Como foi visto anteriormente, caso a tecnologia não seja caracterizada pelos rendimentos constantes de escala, a não inclusão da variável dk no modelo a ser estimado levará a estimativas que são viesadas.⁸ A fim de evitar esse viés, o modelo foi estimado novamente, mas relaxando a hipótese dos rendimentos constantes de escala. Desta vez o modelo estimado corresponde à equação (12) e os resultados obtidos com base no método dos mínimos quadrados ordinários estão apresentados na Tabela 3. Após a inclusão da variável dk , os resultados da Tabela 3, de um modo geral, apresentam-se melhores do que aqueles reportados na Tabela 2, principalmente em nível da indústria de transformação como um todo. O coeficiente da variável *dummy*, mudança no crescimento da produtividade durante o período após a reforma comercial, a_3 , continua a ser positivo e estatisticamente significativo para a indústria de transformação como um todo. Assim, os resultados parecem sugerir uma relação positiva entre produtividade e abertura comercial, como era esperado. Essa evidência vem confirmar o resultado obtido por Rossi Júnior e Cavalcanti Ferreira (1999).⁹ Por outro lado, conforme mostra a Tabela 3, o coeficiente das economias de escala a_4 se apresenta ligeiramente acima da unidade e é estatisticamente significativo para a indústria de transformação como um todo. Como esperado, isso levou a um viés para baixo no coeficiente do *mark-up* a_2 , estimado para a indústria de transformação e apresentado na Tabela 2. Em nível de setor, porém, apenas o têxtil parece mostrar rendimentos crescentes de escala. Para os outros 3 setores reportados, a tecnologia parece estar caracterizada pelos rendimentos decrescentes de escala.

8 Em geral, caso existam rendimentos crescentes (decrescentes) de escala, o *mark-up* será subestimado (superestimado). (Ver Harrison, 1994).

9 Rossi Júnior e Cavalcanti Ferreira (1999), utilizando dados de painel para 16 setores da indústria de transformação durante o período 1985/97, estimam econometricamente o impacto da abertura sobre a taxa de crescimento da produtividade e concluem, entre outras coisas, que o processo de abertura pode ser definido como um dos principais causadores dos ganhos de produtividade e que políticas de proteção comercial exercem pressões negativas sobre a taxa de crescimento da produtividade.

Tabela 3
Regressões Estimadas Para a Indústria de Transformação -
Modelo Sem Restrições Sobre as Economias de Escala

Setor	a1	a2	a3	a4	R ² _{ajustado}	F	D.W.
Indústria de transformação	0,51 (0,48)	1,82* (4,92)	2,94** (2,35)	1,11* (8,81)	0,83	32,6*	2,01
Alimentos	1,40*** (1,87)	0,94*** (1,4)	0,36*** (1,5)	0,69** (2,1)	0,50	7,6*	2,20
Papel e Papelão	1,89 (1,28)	1,52* (3,62)	-0,22 (-0,09)	0,93* (4,94)	0,60	9,2*	2,00
Química	-0,69 (-0,39)	0,26 (0,38)	2,61 (0,8)	0,62* (2,76)	0,47	5,6**	2,40
Têxteis	-0,83 (-0,63)	0,49 (1,13)	-0,33 (-0,13)	1,12* (6,10)	0,70	13,3*	1,99

Notas: a) Os números entre parênteses correspondem à estatística “t”

b) ***, ** e * indicam significância dos parâmetros aos níveis de 20%, 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

c) Fonte dos dados utilizados, ver texto.

Os resultados obtidos nas regressões apresentadas nas Tabelas 2 e 3 sugerem a existência de viés no cálculo da medida de produtividade total de fatores para a indústria de transformação, PTF1, apresentada na Tabela 1. Os resultados das regressões da Tabela 3 parecem indicar a existência de poder de mercado e de rendimentos crescentes de escala na indústria de transformação brasileira. Como foi visto no modelo antes apresentado, isso leva a um viés na produtividade total dos fatores calculada. Dessa forma, utilizando os valores dos parâmetros estimados na Tabela 3, foi calculada novamente a produtividade total dos fatores fazendo os ajustes necessários. Desta vez a produtividade foi calculada com base na equação (7), em termos discretos. Os resultados obtidos para a produtividade total dos fatores ajustada são apresentados na Tabela 4. Para efeitos de comparação são apresentados dois índices de produtividade total. No primeiro, PTF2, é feito ajuste apenas para o poder de mercado, $\mu = 1,82$ e $\beta = 1$. No segundo, PTF3, são feitos ajustes não apenas para o poder de mercado mas também para as economias de escala, $\mu = 1,82$ e $\beta = 1,11$. A fim de conhecer melhor a relação entre abertura comercial e o crescimento da produtividade, na Tabela 5 os novos valores da produtividade total dos fatores são apresentados para os períodos antes e após a reforma na política comercial.

Tabela 4
Produtividade Total dos Fatores Na Indústria de Transformação - Taxas de Crescimento - Estimativas Ajustadas

ANO	PTF2	PTF3	ÍNDICE: 1976 = 100	
	$\beta=1$ $\mu=1,82$	$\beta=1,11$ $\mu=1,82$	PTF2	PTF3
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1976	n.d.	n.d.	100,00	100,00
1977	-1,95	-0,75	98,05	99,30
1978	2,08	2,85	100,09	102,08
1979	1,99	2,85	102,08	104,99
1980	2,59	3,40	104,73	108,55
1981	2,35	1,58	107,19	110,27
1982	5,74	5,98	113,34	116,86
1983	-1,38	-0,97	111,77	115,73
1984	-0,61	0,68	111,09	116,52
1985	0,84	1,57	112,02	118,34
1986	2,00	2,76	114,26	121,61
1987	1,38	1,78	115,84	123,78
1988	-5,85	-5,35	109,06	117,15
1989	1,53	1,60	110,73	119,02
1990	-1,68	-2,27	108,87	116,32
1991	-0,30	0,04	108,54	116,36
1992	-0,55	-0,49	107,94	115,79
1993	5,01	5,64	113,35	122,32
1994	4,62	5,15	118,58	128,62
1995	4,21	4,41	123,57	134,29
1996	1,90	2,18	125,92	137,21
1997	4,59	4,72	131,70	143,69
1998	0,38	0,33	132,20	144,17

Fonte: Construída a partir de dados das Pesquisas Industriais da FIBGE.

Nota: Ver texto para detalhes sobre o cálculo.

Os índices de produtividade ajustados da Tabela 4 mostram algumas diferenças significativas em relação àquele não ajustado e que foi apresentado na Tabela 1. O índice de produtividade da Tabela 1 parece subestimar o verdadeiro índice de produtividade da indústria de transformação mostrado na Tabela 4. Observa-se na Tabela 5 que, admitindo a hipótese de concorrência perfeita, o crescimento da produtividade passa de uma taxa média de -0,7 % ao ano, durante o período 1976/1992, para uma taxa média de 2% ao ano durante o período 1993/1998. Por outro lado, se relaxarmos as hipóteses da concorrência perfeita e dos rendimentos constantes de escala, a taxa média de crescimento da produtividade passa de

0,5 % ao ano, durante o período 1976/1992, para uma taxa média de 3,3 % ao ano durante o período 1993/1998. Apesar da produtividade total dos fatores não ajustada, PTF1, subestimar o verdadeiro índice de produtividade, a diferença de crescimento da produtividade entre os períodos antes e após a abertura comercial parece ser a mesma. Observa-se na Tabela 5 que a diferença de crescimento da produtividade entre os dois períodos parece ser de cerca de 2,8 % ao ano. A taxa de crescimento da produtividade de 3,3% ao ano para o período 1993/1998 encontrada neste trabalho se situa um pouco abaixo do valor encontrado por Bonelli e Fonseca (1998) para o quinquênio 1993/1997. Para o período 1993/1997, os autores encontraram, para a indústria de transformação, uma taxa média de crescimento da produtividade de cerca de 5% ao ano. Essa diferença de resultados se explica não apenas pelas diferenças metodológicas de cálculo utilizado nos dois trabalhos, mas também pelo fato do ano de 1998 ser um ano de retração no crescimento da produtividade na indústria de transformação brasileira.

Tabela 5
Abertura Comercial e Crescimento da PTF Segundo Diferentes Hipóteses (Em %)

Período	$\mu = 1, \beta = 1$ (1)	$\mu = 1,82, \beta = 1$ (2)	$\mu = 1,82, \beta = 1,11$ (3)
(a) -1976/1992	-0,7	0,9	0,5
(b) -1993/1998	2,0	3,4	3,3
Diferença: (b) – (a)	2,7	2,5	2,8

Fonte: Construída a partir das Tabelas 1 e 4.

5 Conclusões

No início da década dos noventa a política econômica brasileira foi direcionada para a abertura comercial, a privatização, a desregulamentação da atividade econômica e implementação de programas de qualidade e produtividade. Em nível das empresas, foram também introduzidas técnicas e métodos modernos de gestão da produção a fim de aumentar a sua competitividade. Esperava-se, com todo esse conjunto de iniciativas, uma melhoria na eficiência da economia, permitindo, assim, uma inserção competitiva do Brasil na economia globalizada. Todo esse conjunto de medidas levou efetivamente a um crescimento da produtividade nos anos seguintes à sua implementação. Porém, ainda não existe um consenso entre os estudiosos sobre qual é a magnitude desses ganhos recentes de produtividade na

indústria brasileira. Este trabalho, além de examinar a relação entre abertura comercial e produtividade, pretende contribuir nessa direção.

Foi mostrado que a existência de concorrência imperfeita e economias de escala introduz um viés nas medidas de produtividade habitualmente utilizadas. Neste trabalho tentou-se corrigir esse viés na mensuração da produtividade. Utilizando, desta vez, a estimação de um modelo econométrico foi possível calcular a produtividade total dos fatores ajustada para as economias de escala e as margens de *mark-up*. Apesar das limitações existentes nos dados utilizados e das hipóteses feitas ao longo do trabalho, os resultados obtidos foram significativos para a indústria de transformação. Entretanto, em nível de setor nem todos os parâmetros estimados foram significativos. Os resultados obtidos mostraram a existência de um alto nível de *mark-up* para a indústria de transformação. Esse era um resultado já esperado tendo em vista os altos níveis de proteção existentes na economia brasileira no passado. Dessa forma, fazendo os ajustes necessários, foi mostrado que a produtividade total dos fatores não ajustada subestima o verdadeiro índice de produtividade da indústria. Os resultados mostram que a produtividade total dos fatores ajustada passou de uma média de 0,5% ao ano antes da reforma, para 3,3% ao ano após a introdução da reforma comercial. Entretanto, esse índice é inferior aos valores obtidos por outros autores.

No que se refere à relação entre política comercial e produtividade, os resultados obtidos parecem indicar a existência de uma associação positiva entre a abertura comercial e o crescimento da produtividade na indústria de transformação brasileira.

Referências bibliográficas

- Bonelli, R., Fonseca, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Texto para Discussão* N. 557, IPEA, 1998.
- Domowitz, I.; Hubbard R. G.; Petersen, B. C. Market structure and cyclical fluctuations in U.S. manufacturing. *Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 1, p. 55-66, 1988.
- Grossman, G. M., Helpman, E. *Innovations and growth in the global economy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1993.
- Hall, R. The relation between price and marginal cost in U.S. industry. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 5, p. 921-946, 1988.
- Harrison, A. E. Productivity, imperfect competition and trade reform. *Journal of International Economics*, 36, p. 53-73, 1994.

- Helpman, E.; Krugman, P. R. *Market structure and foreign trade*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1985.
- Hidalgo, A. B. Mudanças na estrutura do comércio internacional brasileiro: comércio interindústria x comércio intra-indústria. *Revista Análise Econômica*, v. 11, n. 20, p. 55-68, setembro 1993a.
- _____ O intercâmbio comercial brasileiro intra-indústria: uma análise entre indústrias e entre países. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, n. 2, p. 243-64, 1993b.
- _____ Industrialização e a mudança no conteúdo de insumos das exportações brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 27, n. 3, p. 433-448, 1996.
- Kume, H. A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva. *Anais do XXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, São Paulo, dez. 1996.
- Rossi Júnior, J. L.; Cavalcanti Ferreira, P. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1, p. 1-36, 1999.
- Salm, C., Saboia, J., Carvalho, P. G. M. Produtividade na indústria brasileira - uma contribuição ao debate. *Anais do XXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, São Paulo, p. 167-189, dez. 1996.
- Solow, R. Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, 39, p. 312-320, 1957

Los determinantes de la IED española en Iberoamérica*

Santos M. Ruesga[§]
Julimar da S. Bichara[□]

RESUMO

Neste artigo analisa-se detalhadamente os principais determinantes do processo de internacionalização das empresas espanholas na América Latina, ocorrido especialmente na segunda metade dos anos noventa e que converteu Espanha em um dos principais investidores nesta região. Os resultados das entrevistas realizadas destacam que o processo de internacionalização das empresas espanholas é um reflexo do amadurecimento do crescimento econômico espanhol e das mudanças estruturais produzidas recentemente no contexto de integração na União Européia. Por outro lado, também é um resultado das forças derivadas de um conjunto de importantes vantagens de propriedade de algumas empresas espanholas e de vantagens de localização, especialmente as de mercado, que determinaram a decisão de investir na região ibero-americana. O contexto onde se desenvolve este processo e as suas próprias características levam os autores a concluir que as empresas espanholas estão apostando pela região como plataforma de lançamento do seu processo de internacionalização competitiva no mercado internacional.

Palavras-chave: determinantes, investimento direto, internacionalização das empresas, Espanha, América Latina.

ABSTRACT

This article thoroughly analyses the main determinants of the process of internationalisation of Spanish firms in Latin America during the second half of the nineties when Spain became one of the main foreign investor in this region. The results of the interviews that have been carried out firstly remark that the process of internationalisation of Spanish firms reflects both, the stage of maturity of Spanish economic growth and the structural changes that the country has experienced since its integration to the European Union. Interviews also show that the internationalisation of Spanish firms is as well a consequence of certain strengths related to the existence of a group of ownership advantages, on the part of some Spanish firms, and location advantages, specially those related to market access, which determine the decision to invest in Latin America. The context where this process in taking place and its characteristics lead the authors to conclude that Spanish firms are staking on Latin America as a launching pad for a competitive internationalisation process in the world market.

Key words: determinants, direct investment, internationalisation of firms, Spain, Latin America.

JEL classification: L200, L240.

* Este artículo se ha realizado a partir de una reelaboración de la investigación dirigida por S. Ruesga patrocinada por la Fundación ICO y en la que participaron J.M. García de la Cruz, Julimar da S. Bichara y Angeles Sánchez. Los autores agradecen a los evaluadores anónimos los comentarios y sugerencias realizados, que han contribuido a mejorar algunos aspectos de este trabajo.

§ Catedrático de Economía Aplicada en la Universidad Autónoma de Madrid. E-mail: ruesga@uam.es

□ Investigador en la Universidad Autónoma de Madrid. E-mail: jsbichara@hotmail.com

1 Introducción

A finales de la década de los 90 se observan dos importantes transformaciones en la estructura de las cuentas de capital de la economía española. En primer lugar la economía española pasa a ser exportadora neta de capital de largo plazo, es decir, de Inversiones Extranjeras Directas (IED), cuando históricamente había sido considerado como una importadora neta de capital productivo. Por otro lado, también se observa que la mayor parte de estos recursos se destinan a los países iberoamericanos, superando en volumen las operaciones realizadas con los socios de la Unión Europea (U.E.). Se tratan de dos fenómenos nuevos y muy recientes en la economía española y se han enmarcado en medio a un proceso de transformaciones económicas e industriales y de apertura externa que se han consolidado en España tras la adhesión a la U.E..

En este artículo interesa especialmente el fenómeno de internacionalización de las empresas españolas y su decisión de localizarse en Iberoamérica por lo que el principal objetivo es estimar los principales determinantes de esta opción. El análisis se basa en una encuesta a empresas españolas con inversiones en la región, donde se preguntó sobre las motivaciones empresariales, los obstáculos y las perspectivas futuras de las inversiones directas.

El artículo está dividido en seis epígrafes además de la introducción y de la conclusión. En los dos apartados siguientes se lleva a cabo una revisión de la literatura relevante sobre la teoría que trata de explicar los determinantes de la IED y sobre las evidencias empíricas existentes para la economía española. En el cuarto apartado se hace un análisis sobre el proceso de internacionalización de las empresas españolas, donde se destaca el contexto y los elementos que se consideran importantes para impulsar y promover las inversiones en el exterior. En el quinto apartado se analizan las principales características de las inversiones españolas en Iberoamérica, destacando los principales países receptores de inversiones y la modalidad de inversión. Y, en los dos últimos, se analizan los resultados de una encuesta realizada a empresas españolas inversoras en Iberoamérica¹ con el fin de identificar y analizar los principales determinantes de la decisión de las empresas españolas de invertir en esta región, la estrategia empresarial derivada del análisis de estos determinantes y las perspectivas futuras.

2 Determinantes de la IED

Una de las principales preocupaciones de la teoría económica internacional ha sido explicar porqué las empresas deciden expandir sus instalaciones productivas hacia el exterior cuando

1 Dicha encuesta se realizó en el proceso de investigación del trabajo citado en la nota anterior.

podrían exportar o vender licencias. Además, la teoría también intenta explicar cuáles son los elementos que determinan la elección geográfica de la inversión, es decir, cuáles son los factores que incentivan a una empresa a invertir en el país A y no en el país B.

En el análisis de todas estas cuestiones, la teoría sobre los determinantes de la inversión extranjera directa (IED) ha avanzado mucho. Stephen Hymer (1960) fue el primero en sugerir una forma de análisis teórico para los movimientos internacionales de capital productivo, relacionando las ventajas de las grandes multinacionales, las imperfecciones del mercado y el control.

Desde entonces el análisis económico sobre el tema ha derivado en varias teorías. En este sentido es importante mencionar los trabajos de Vernon (1966) que desarrollan una teoría sobre los determinantes de la IED basada en el ciclo de vida del producto. La IED ocurriría cuando en la estrategia competitiva de las empresas la reducción de costes en los factores de producción pasase a ser más importante que la tecnología. Esta teoría ha sido muy criticada porque los flujos de IED se establecen especialmente entre países desarrollados donde no hay tanta diferencia tecnológica y en los costes de los factores de producción. Vernon (1979), revisando sus ideas anteriores, argumenta que la hipótesis del ciclo de vida del producto sigue siendo válida para analizar los flujos de IED Norte-Sur.

Bucley y Casson (1976) desarrollan lo que se conoce como teoría de la internacionalización, donde las inversiones son resultado de la sustitución de las transacciones de mercado por transacciones internas a las empresas, puesto que permiten eliminar los riesgos asociados a las imperfecciones de mercado, especialmente en los mercados de insumos intermedios.

Knickerbocker (1973) asocia las IED a la reacción oligopolista de las empresas. La mayor competencia estimula a las empresas a invertir tanto en el mercado interno como en el externo para mantener o ampliar su cuota de mercado. Además, la competencia produce un comportamiento imitador entre las empresas que pasan a comparar las acciones de las rivales para actuar, es lo que se llama reacción oligopolista.

Dunning (1973, 1979, 1988) desarrolla un poderoso instrumento de análisis de la IED a través de la integración de tres elementos: la ventaja de propiedad, ventaja de localización y ventaja de internacionalización. Según esta teoría, la IED solo ocurrirá si la empresa tiene, en primer lugar, alguna ventaja de propiedad, es decir, mejor tecnología, marca, etc. Después, debe ser más ventajoso para la empresa explotar estas ventajas que exportar sus productos o su tecnología, es la ventaja de internacionalización. Por último, los beneficios de la empresa deben crecer por la producción en el mercado externo debido a alguna ventaja de localización, como puede ser el acceso a insumos más baratos, por el tamaño del mercado, etc. Se debe

tener en cuenta que las dos primeras ventajas son normalmente asociadas a las empresas, mientras la última se refiere a las condiciones del país receptor de inversiones.

Actualmente los aspectos relacionados con estas ventajas han sido ampliados y adaptados a la nueva realidad de las relaciones económicas en el mundo, cada vez más abierto al libre mercado y desregulado, especialmente en lo que se refiere a las ventajas de localización. En esta nueva perspectiva, según el WIR de 1998 (ONU, 1998),² las ventajas de localización están determinadas por tres conjuntos de elementos: las políticas gubernamentales que afectan directa o indirectamente a las IED; las medidas para incentivar o facilitar las inversiones; y, los determinantes económicos. Evidentemente, la importancia relativa de cada uno de los determinantes de las ventajas de localización depende del tipo de inversión, del objetivo, de la industria en cuestión y del tamaño y de la estrategia del inversor. Además, esos tres elementos están relacionados entre sí, siendo complementarios y dependientes. Por ejemplo, la política de integración regional es uno de los nuevos determinantes con más importancia relativa, porque puede implicar cambios en los determinantes económicos (el tamaño del mercado y el nivel de crecimiento de la economía),³ así como el proceso de privatización y desregulación de las actividades económicas. (ONU, 1998)

3 Evidencias empíricas para la economía española

Buesa y Molero (1998) hacen una revisión de la literatura de los factores explicativos de las inversiones directas españolas en el exterior. En la siguiente tabla se presenta un resumen de las principales conclusiones de los estudios realizados en los años 90, incluyendo la metodología utilizada y las variables explicativas que resultaron estadísticamente significativas.

Las principales conclusiones de estos trabajos apuntan a que los factores determinantes de la inversión directa externa de las empresas españolas son la búsqueda de coste laborales más reducidos y de otros factores de producción. Es decir, las empresas españolas invierten porque

2 El WIR de 1998, sobre tendencias y determinantes de la IED, hace una revisión amplia y detallada de la literatura más reciente sobre los nuevos determinantes de las inversiones directas, tanto en términos teóricos como empíricos, incluyendo los aspectos relacionados con los procesos de integración económica, reformas, globalización etc. Para mayores detalles véase ONU (1998).

3 Blömstron y Kokko (1997), muestran que el Nafta tuvo un impacto pequeño sobre las IED en los EEUU y Canadá debido a que sus mercados eran muy integrados antes de la firma del tratado. Por otro lado, en el caso de México, donde significó una discriminación económica hacia el resto del mundo, y asociado a otras ventajas de localización, se transformó en un importante elemento de atracción de IED. En este sentido, el WIR 1998 (ONU, 1998) concluye que el impacto de los procesos de integración es más intenso sobre países en desarrollo que sobre los desarrollados, pues efectivamente implican cambios sustanciales en los determinantes económicos, a parte de generar una ventaja de localización frente a otras regiones en desarrollo.

buscan aumentar su competitividad internacional vía reducción de los costes de producción. Por otro lado, también se concluye que las ventajas específicas de las empresas españolas, como pueden ser la capacidad tecnológica, el tamaño de la empresa o la experiencia acumulada, son importantes elementos explicativos de la IED de las empresas españolas en el exterior.

Adicionalmente, un trabajo empírico reciente (Bestué, 1997) identifica los determinantes de las inversiones de las empresas españolas en los países de Europa Central y del Este. Los principales resultados indican que, por un lado, los costes laborales, la cualificación de la mano de obra y los incentivos locales a la inversión no son considerados por las empresas españolas como atractivo suficiente para invertir en estos países; y, por otro lado, el tamaño del mercado de los países receptores, así como la expectativa de crecimiento y el nivel de demanda constituyen los principales determinantes.

Cuadro 1
Evidencias Empíricas para la Economía Española

Autores	Tipo de estudio	Metodología	Factores explicativos
Campa y Guillén (1996)	La IDEE en el mundo en 27 sectores Manufactureros. Período: 1988-1992	Análisis de regresión lineal. Logit multinomial.	Tasas de beneficios de las empresas Gasto en publicidad Ventaja comparativa revelada
Cazorla (1997)	La IDEE de 83 empresas industriales españolas en países en desarrollo	Encuesta	Factores comerciales (↑ Export.) Experiencia acumulada Tamaño del mercado Coste mano de obra
Fernández y Casado (1995)	La IDEE de empresas con capacidad innovadora	Encuesta Respuestas ponderadas	Tamaño del mercado Capacidad y experiencia tecnológica Capacidad organizativa Costes de factores producción Competidores internacionales
Maté (1996)	La IDEE y activos a largo plazo en moneda extranjera en el mundo. 112 empresas innovadoras	Datos Central de Balance Análisis de segmentación y Logit	Tamaño de la empresa Ventajas tecnológicas Capital humano Intensidad de comercio exterior Saldo comercial relativo Efecto negativo del peso de gerentes y directivos en la plantilla.
Durán (1997)	La IDEE en el sudeste asiático de 75 empresas	Encuesta Logit	Experiencia acumulada Participación en ferias

Fuente: Buesa y Molero (1998, p. 195).

Los principales obstáculos para invertir en estos países son los problemas burocráticos, administrativos, legislativos, así como la débil infraestructura y el desconocimiento del mercado. Sin embargo, la distancia geográfica, lingüística y cultural no se consideran elementos significativos.

4 La internacionalización de las empresas españolas

Antes de analizar las principales características de las inversiones directas de las empresas españolas en Iberoamérica es importante destacar que el proceso de internacionalización de estas empresas es muy reciente. Históricamente España ha sido importador neto de capital productivo, situación que cambió completamente en 1997

Muchos factores ayudan a explicar este cambio en la estructura de la cuenta de capital de España. En primer lugar habría que destacar el ambiente económico internacional favorable a las inversiones directas por la mayor apertura comercial y financiera de los mercados a la libre competencia, por la mayor estabilidad macroeconómica, política e institucional en los países en desarrollo y por el ciclo de crecimiento de los países desarrollados, incluyendo España, caracterizado por bajos tipos de interés.

Cuadro 2
Inversiones Directas Españolas en el Exterior: Entradas y Salidas
(mil millones de dólares EE.UU.) y Distribución Regional de las Salidas (%)

	Entradas	Salidas	% U.E.	% Iberoamérica	% Argentina	% Brasil	% México	% Chile
1990-95*	10.305,1	3.374,4	51,4	24,0	4,3	1,0	2,1	2,2
1996	6.507,1	5.404,4	52,4	16,5	7,6	1,7	2,1	2,2
1997	6.367,8	7.381,4	43,3	47,6	13,0	5,8	2,6	4,8
1998	11.345,9	13.355,1	36,2	50,9	1,5	33,7	2,7	3,6
1999	9.386,6	43.663,2	28,7	64,5	37,6	11,0	2,7	10,6

* promedio del período.

Fuente: Banco de España y Registro de Inversiones españolas en el Exterior.

En el caso de la España, los años 90 fueron un período de fuerte crecimiento, con estabilidad económica, mayor facilidad de créditos y reducción de la tasa de paro. Se pueden identificar tres fases de crecimiento del PIB español: dos expansivas, 1986-1991, con un crecimiento medio anual del 3,9 por ciento y 1994-1999, con un 3,2 por ciento y, una recesiva, en el bienio 1992-1993 con una media del 0,3 por ciento. La primera fase de crecimiento se

debió, sobre todo, a la formación bruta de capital fijo (FBKF)(10,3%) y al consumo público (6,3 %); en la segunda mitad de los años 90, los principales motores del crecimiento fueron la FBKF, siendo que el sector público, debido a la necesidad de cumplir con los criterios de convergencia relativos a deuda y déficit públicos, disminuyeron su participación en el crecimiento de la economía. Durante la crisis de 1992/1993, tanto las inversiones como el consumo interno disminuyeron. Esta crisis fue derivada de la ruptura del Sistema Monetario Europeo, siendo que la peseta tuvo que devaluarse en dos ocasiones entre 1993 y 1994. Sin embargo, la recuperación española fue muy rápida y superior a la media europea, basada, sobre todo, en las inversiones privadas.

Cuadro 3
Evolución de la Economía Española en los Años 90

Año	Paro (1)	PIB (2)	Inversión (3)	Interés (4)	Inflación (5)	Bolsa de Madrid (6)	Acciones (7)
1986	21,2	3,2	20,0	11,6	8,8	174	13.621
1990	16,3	3,7	26,4	14,6	6,7	259	26.783
1991	16,4	2,3	26,2	13,2	5,9	266	28.478
1992	18,4	0,7	24,9	12,8	5,9	230	26.789
1993	22,7	-1,2	21,7	11,3	4,6	271	39.253
1994	24,2	2,2	22,0	7,7	4,7	315	55.078
1995	22,9	2,7	23,3	8,8	4,7	296	48.080
1996	22,2	2,4	23,0	7,6	3,6	367	77.145
1997	20,8	3,2	22,9	5,4	1,9	556	163.261
1998	18,8	4,3	24,5	4,2	1,8	818	261.276
1999	15,9	4,1	25,7	2,7	2,2	894	291.975

Obs.: (1) Tasa de Paro, porcentaje de la EPA. Fuente: INE

(2) Tasa de Crecimiento del PIB. Fuente: INE

(3) Formación Bruta de Capital Fijo como porcentaje del PIB, Fuente : INE

(4) Tipo de interés de intervención del Banco de España y del BCE (1999), Fuente: Banco de España.

(5) Tasa de variación interanual del IPC, Fuente: INE

(6) Cotización de las acciones en la Bolsa de Madrid, Índice General (31.12.1985=1000). Fuente: Bolsa de Madrid.

(7) Volúmen de negociación, en millones de euros. Fuente: Bolsa de Madrid.

En relación a la financiación del proceso de internacionalización de las empresas españolas, se observan dos elementos que han ayudado a aumentar la disponibilidad de recursos. Por un lado, se observa una fuerte reducción de los tipos de interés a lo largo de los años 90, como resultado de los esfuerzos macroeconómicos para alcanzar los criterios de Maastricht y posterior política del BCE, en consonancia con las tendencias internacionales de reducción de los

tipos de interés. Por otro lado, las acciones de las empresas españolas aumentaron su cotización en un 245 por ciento, con evolución favorable a lo largo de todo el período, con excepción de los años entre 1990 y 1992, por la crisis del SME y en 1995, a causa de la crisis cambiaria mexicana⁴ que afectó negativamente a todas las bolsas del mundo.

El análisis de la cuenta financiera de la economía española en los años 90 (Cuadro 3) indica que las inversiones directas ocurrieron básicamente vía compra de participación accionarial de empresas extranjeras; en menor medida, las empresas españolas también invirtieron a través de otras formas de participación, financiación a empresas relacionadas e inmuebles.

Cuadro 4
Cuenta Financiera de la Economía Española (MM de pesetas corrientes)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
CUENTA FINANCIERA (SALDO DE 1 A 5)	1596	1836	2411	425	575,1	-184,5	-504,1	-461,5	-17,6	1837,9
1 - INVERSIONES DE ESPAÑA EN EL EXTERIOR	489	707	501	1207	704,3	633,6	1241,5	4221,6	9783,9	12836,3
Inversiones directas	351	460	222	337	526,0	507,9	684,2	1831,6	2842,4	5530,7
Inversiones en cartera	137	242	281	860	196,6	53,5	451,1	2389,0	6531,9	7327,6
Derivados financieros	1	5	-2	10	-18,3	72,2	106,3	1,0	409,6	-22,0
2 - INVERSIONES DEL EXTERIOR EN ESPAÑA	2435	3570	2623	8043	-1514,3	3355,4	1213,5	2768,4	4345,3	8682,7
Inversiones directas	1411	1293	1367	1027	1186,8	767,7	834,8	932,5	1770,8	1461,0
Inversiones de cartera	1024	2276	1256	7016	-2701,2	2587,6	378,7	1835,9	2574,6	7221,7
3 - OTRAS INVERSIONES DE ESPAÑA AL EXTERIOR	1333	727	4109	9402	-1267,9	4507,0	-302,9	248,5	3491,9	3939,5
4 - OTRAS INVERSIONES DEL EXTERIOR A ESPAÑA	1693	1186	2620	2417	1519,1	771,8	2188,8	2957,5	6865,2	6442,0
5 - ACTIVOS Y RESERVAS	710	1486	-1778	-574	-6,8	-828,9	2967,8	1717,3	-2047,6	-3489,1

Fuente: Banco de España.

Entre 1995-1998, período de fuerte crecimiento de la economía española, el saldo en cuenta financiera es negativo, es decir, que ha habido transferencia de capital español al exterior. Sin embargo, en 1999, se observa una recuperación importante, con un flujo de entrada de capital que supera en mucho el flujo de salida acumulado en los 4 años anteriores de déficit. Esas entradas se deben a la privatización de las últimas cuotas accionarias de las empresas públicas españolas.

4 Hay que tener en cuenta que el efecto negativo de la crisis mexicana sobre la cotizaciones de las acciones de las empresas españolas en la bolsa de Madrid no puede ser entendida como resultado de las inversiones directas, pues en 1995, las inversiones españolas en Iberoamérica eran muy reducidas y la única grande inversión en la región fue la compra de Telefónica de Perú por parte de Telefónica de España. Como se verá a lo largo de este artículo, sólo a partir de 1997 es que las inversiones españolas han crecido sustancialmente en la región.

Las inversiones en cartera o de corto plazo, con excepción de 1993, en el auge de la crisis, sólo empiezan a ganar protagonismo a partir de 1997, cuando también empieza el *boom* bursátil en todo el mundo.

En segundo lugar, considerando los factores relacionados con la economía española, la integración de España en la U.E en 1986 introdujo un cambio sustancial en la estructura de los mercados, creando un nuevo entorno más competitivo para las empresas. Este nuevo aspecto hace con que las empresas europeas tomen posiciones estratégicas en los países asociados, invirtiendo a través de fusiones y adquisiciones o creando nuevas empresas, para mantener o ampliar su cuota de mercado y mantener su posición competitiva. Es cada vez menos posible que una empresa individual mantenga una posición segura en el mercado nacional y que además, le garantice sus beneficios. Por lo contrario, la presión competitiva es cada vez mayor.

Ese nuevo entorno aumenta la preocupación de las empresas con su capacidad competitiva, es decir, su capacidad para sobrevivir o crecer mientras maximizan beneficios - forzándoles a explotar completamente todas las fuentes disponibles de eficiencia.

Una de las variables claves para determinar la capacidad competitiva de las empresas, en el corto plazo, es el nivel de participación en el mercado (cuota de mercado). Aunque se considera que el objetivo último de la empresa es la maximización de beneficios, una empresa sin mercado no podría competir. Ella podría tener problemas financieros y fácilmente ser adquirida por otra empresa. Además, una empresa con mercado tiene facilidad de generación de caja, algún grado de poder de monopolio y una mejor evaluación en los mercados financieros (si se tiene en cuenta que uno de los principales objetivos de los directivos de una empresa que cotiza en bolsa es la valorización de las acciones de su empresa, mayores mercados propician mejores evaluaciones). Por lo tanto, el mercado es el activo más importante de las empresas. (ONU, 1999)

Por último, también es un factor muy importante el proceso de acumulación de capital de las empresas españolas, es decir, la formación de grandes empresas con alto poder de monopolio y con protección en el mercado interno.

Para que las empresas realicen inversiones en el exterior, a parte de tener las ventajas tradicionales de propiedad, de localización y de internacionalización, las empresas necesitan tener medios de financiación de sus operaciones. Sin capacidad financiera, una empresa no realiza importantes inversiones. En este sentido, la formación de grandes conglomerados, especialmente en el sector de servicios, en la economía española, a raíz de las exigencias de reestructuración industrial para la adhesión a la U.E., y el proceso de acumulación de capital

favorecido especialmente por el poder de monopolio y la protección al mercado interno ha sido fundamental para determinar la capacidad de invertir de las empresas españolas y, también, será fundamental para su capacidad de competir en el futuro.

Ese es el caso de las empresas españolas del sector de servicios públicos, como el de energía eléctrica, agua, petróleo y gas, representadas por Repsol-YPF, Endesa, Iberdrola, Gas Natural, Unión Fenosa y Agbar, y del sector de telecomunicaciones, con Telefónica. Un caso muy ilustrativo es el de Repsol-YPF, creada 1987 después de un proceso de reorganización en 1981 en el seno del holding INH (Instituto Nacional de Hidrocarburos). El INH se constituyó con el objetivo de agrupar en un organismo a todas las compañías del sector de hidrocarburos que eran de propiedad del INI (Instituto Nacional de Industria). Entre estas compañías destacaban Hispanoil, Eniespsa, Enpetrol, Petroliber, Butano, Enagas y Campsa (incorporada al INH en 1985). Algo semejante ocurrió con Iberdrola, creada en 1997 por la fusión de Iberduero e Hidrola.

Por otro lado, también merece la pena destacar el caso de Telefónica que, a pesar de ser una empresa muy antigua, el Estado español mantuvo su integridad física en el proceso de privatización. Además, contó con el monopolio del sector de telecomunicaciones en España hasta 1999 para llamadas a larga distancia y móviles y, para llamadas locales hasta enero de 2001.⁵

En el sector financiero también se produjeron importantes fusiones entre bancos nacionales, como el caso de BBVA, resultado de la fusión entre el Banco Bilbao Vizcaya (fusión del Banco Bilbao y del Banco Vizcaya) y Argentaria (que agrupaba a todo el sistema de bancos públicos) y del BSCH, resultado de la fusión del Banco Santander y del Banco Central Hispano (Banco Central + Banco Hispano). El sector financiero español pasó por un importante proceso de reestructuración en los últimos años caracterizado por un intenso proceso de concentración bancaria que dio lugar a dos grandes grupos financieros multinacionales responsables de gran parte de las inversiones directas españolas en el exterior.

Todo este proceso de concentración industrial experimentado en el sector de servicios refleja una clara estrategia de adaptación y preparación competitiva para el nuevo entorno liberalizado que representaba la integración a la U.E..

⁵ Para un análisis más detallado sobre la reestructuración de las empresas españolas ver Durán (1996 y 1997a).

5 Las inversiones españolas en Iberoamérica

Las empresas españolas, en su proceso de internacionalización, decidieron elegir los países iberoamericanos como destino fundamental de sus inversiones. Como se observa en el Cuadro 2, a partir de 1997, más de la mitad de las inversiones directas de las empresas españolas se han dirigido hacia esta región superando incluso las inversiones realizadas en los socios comunitarios. Además, el año de 1999, dadas las operaciones de Repsol-YPF en Argentina y Endesa en Chile, las inversiones españolas en la región representaron el 31 por ciento del total mundial,⁶ convirtiéndose en el primer inversor mundial en la región.

Las pocas grandes empresas españolas están presentes en casi todos los países de la región y son líderes en los mercados nacionales, concentrando gran parte de las inversiones. Está es la primera característica importante de las inversiones españolas en Iberoamérica, pocas empresas grandes concentran gran parte de las inversiones.

Cuadro 5
Principales Empresas Españolas em Iberoamérica
Volumen de Inversiones em Milones de Dólares Hasta 2000

Empresa	Sector	Volumen de Inversión
Repsol-YPF	Petróleo	16.100
Telefónica	Telecomunicaciones	10.000
BSCH	Banca	8.420
Endesa	E. Eléctrica	6.650
BBVA	Banca	5.900
Iberdrola	E. Eléctrica	2.440
Iberia	Transporte	1.000

Fuente: Elaboración propia con datos de la Cepal y *El País* (16.06.2000).

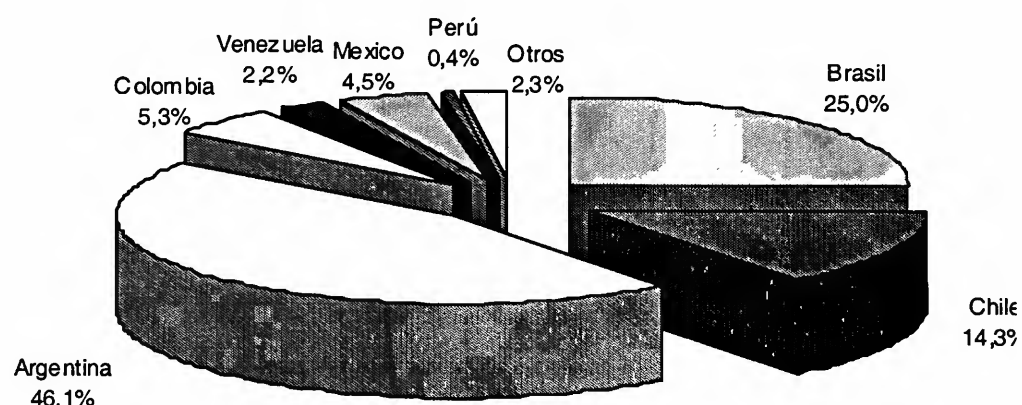
Las inversiones españolas también están concentradas en pocos países, pues durante el período entre 1997-99, cuando se realizaron las inversiones más importantes, el 71 por ciento de las inversiones se destinaron al Mercosur. Si a eso sumamos las destinadas a Chile, llegamos a más del 85 por ciento de las inversiones españolas en Iberoamérica concentradas en apenas tres países.

6 Según los datos de la ONU en 1999 las IED en Iberoamérica alcanzaron la cifra de 90.485 millones de dólares.

Esta concentración es resultado de grandes operaciones realizadas por Telefónica en los tres países durante el período; por Repsol en la compra de YPF en Argentina y por Endesa España por la adquisición de Energis y Endesa Chile en el año de 1999. Además, hay que destacar que estos datos no incluyen las operaciones de adquisición realizadas por los principales bancos españoles (BSCH y BBVA) en el año de 2000 en México y Brasil.

De estas operaciones se desprende que las inversiones de las empresas españolas en la región ocurrieron especialmente a través de la adquisición de empresas existentes y no por la instalación de plantas nuevas, aprovechándose en muchas ocasiones de los procesos de privatización realizados en el ámbito de las reformas estructurales tendentes a liberalizar las actividades económicas en los países de la región. Por ese motivo, no se puede esperar que las inversiones españolas provoquen impactos positivos en el producto y en el nivel de empleo de la región, por lo menos a corto plazo, donde los procesos de reestructuración de las empresas adquiridas normalmente incluye la disminución de la plantilla. Sin embargo, a largo plazo, se puede esperar un efecto positivo en términos de modernización tecnológica.

Figura 1
España: Distribución Regional de las IED neta em Iberoamérica, 1997-1999



Fuente: DGTE.

6 Los determinantes de las inversiones directas españolas en Iberoamérica

Para encontrar los principales determinantes de las IED españolas en Iberoamérica se realizó una encuesta a 29 empresas españolas con inversiones en la región.⁷ La encuesta fue realizada mediante un cuestionario que se dividió en 4 bloques, el primer y el segundo

⁷ Se estima que pueda haber cerca de 300 empresas españolas en la región, con lo cual nuestra muestra cubre cerca del 10 por ciento de la población, lo que no quiere decir nada porque no se ha hecho ningún trabajo de control sectorial o por tamaño de empresas de la muestra. En todo caso, los datos utilizados aquí se refieren a los cuestionarios válidos que recibimos de un total de 180 enviados.

centrados en las características de las empresas, el tercero relacionado con las razones que motivaron a las empresas a invertir en Iberoamérica y por último un apartado dedicado a las perspectivas futuras.⁸

Las principales características de la muestra son las siguientes:

1. El 24,1 por ciento de las empresas son del sector de servicios, el restante son empresas industriales;
2. El 44,8 por ciento de las empresas tienen menos de 500 empleados y el restante más de 500 empleados;
3. El 66,7 por ciento de las empresas utiliza tecnología de origen nacional, mientras el 25,9 por ciento utiliza tecnología de la Unión Europea y apenas el 7,4 por ciento utiliza tecnología extra comunitaria;
4. El 63 por ciento de las empresas tiene un gasto en I+D menor que el 2 por ciento, el restante tiene un gasto mayor que 2 por ciento,
5. El 89,7 por ciento de las empresas realizaron inversiones en el mismo sector, siendo que el 13,8 por ciento realizaron en sectores complementares;
6. El 57,1 por ciento de las empresas exportaba antes de realizar las inversiones.

6.1 Principales determinantes

Los principales determinantes de la decisión de invertir en Iberoamérica por parte de las empresas españolas pueden ser divididos en los siguientes grupos de factores:

- a) Los factores relacionados con los países iberoamericanos, los llamados factores de localización, que son los más importantes y pueden ser resumidos en el mercado local, la similitud cultural y la estabilidad política.
- b) Por otro lado, los factores relacionados con el mercado español y europeo, a causa del proceso de liberalización de la economía impulsado por las normativas comunitarias. Una de las primeras consecuencias es el aumento de la competencia y la saturación de los

8 A los interesados en el cuestionario contactar con los autores vía e-mail.

mercados locales. Estos factores impulsan las empresas a la búsqueda de nuevos mercados para, por lo menos, mantener su cuota de mercado (ya que este determina, en definitiva, los resultados financieros de las empresas, los beneficios). En la literatura económica esos factores están relacionados con la teoría de la reacción oligopolista.

- c) Factores relacionados con la economía española, en especial, la bonanza macroeconómica, caracterizada por ese círculo virtuoso de crecimiento y control de la inflación, tras la adhesión a la UE al que habría que añadir el apoyo público recibido.

La encuesta solicitaba a las empresas que valorasen entre 0 y 5 la importancia relativa de estos factores determinantes de la inversión española en Iberoamérica, siendo 0 menos importante y 5 más importante. Los principales resultados que se presentan en el Cuadro 6.

Las empresas españolas, en general, consideran que tienen fuertes ventajas de propiedad, especialmente, las relacionadas con la tecnología, capacidad de gestión, experiencia y habilidad acumulada y calidad de productos y servicios. Las menos importantes son el precio, coste de producción y capacidad financiera.

Cuadro 6
Principales Determinantes de la IED Española en Iberoamérica

Determinante más importantes	Media	Mediana	Interpretación
Potencial de crecimiento local	4,4	4,0	Localización
Mantener o ampliar cuota de mercado	4,1	4,0	Obj. estratégico
Producir para el mercado local	4,0	4,0	Localización
Idioma e cultura	3,9	4,0	Localización
Tamaño del mercado local	3,8	4,0	Localización
Aumento de la competencia en Europa	3,6	4,0	Reacción oligopolista
Saturación del mercado Español/Europeo	3,3	4,0	Reacción oligopolista
Determinantes de importancia media	Media	Mediana	Interpretación
Macroeconomía española	3,1	3,0	España
Estabilidad política en Iberoamérica	2,9	3,0	Localización
Apoyo institucional español	2,6	3,0	España
Desarrollo de nuevos productos	2,6	3,0	Obj. Estratégico
Disminución de la cuota de mercado en España	2,5	3,0	Reacción oligopolista
Respuesta a estrategia parecida llevadas por la competencia	2,4	3,0	Reacción oligopolista

6.2 Principales obstáculos

También se ha pedido que las empresas evaluaran los principales obstáculos existentes a la inversión directa en Iberoamérica, siendo que las empresas españolas de la muestra evaluaron como obstáculo medio la práctica totalidad de las variables presentadas para apreciación. Esto puede significar que las empresas son conscientes de que tienen que enfrentarse con dificultades en la realización de sus inversiones, pero que pueden ser controladas.

Las empresas evaluaron como obstáculo más importante el riesgo cambiario y la inestabilidad económica y, como obstáculo no importante el rechazo a lo español. El rechazo a lo español ha sido considerado como inexistente, no es un obstáculo importante. Sin embargo, el riesgo cambiario ha sido considerado como un riesgo importante (media 3,7 y mediana 4,0).

Cuadro 7
Evaluación de los Obstáculos a la Inversión en Iberoamérica

Obstáculo	Media	Mediana
Distancia geográfica	3,12	3
Inestabilidad política	2,90	3
Inestabilidad social	2,80	3
Riesgo cambiario	3,70	4
Inestabilidad económica	3,40	3
Inestabilidad jurídica	3,20	3
Falta de mano de obra cualificada	2,90	3
Prácticas de corrupción	3,00	3
Nivel de competencia en región	2,60	3
Capacidad financiera local insuficiente	2,80	3
Infraestructura inadecuada	2,90	3
Regulación del mercado local	2,90	3
Rechazo a lo español	1,90	2

La inestabilidad cambiaria y económica y el riesgo derivado representan una de las características básicas de las economías iberoamericanas en la década de los 90. La inestabilidad cambiaria influye de muchas formas la decisión de invertir de las empresas, no estando muy claro el sentido de dicha relación, pues, a pesar de las graves crisis cambiarias de la segunda mitad de la década de 90, el volumen de inversiones directas procedente de todo el mundo a crecido sustancialmente. En situaciones de devaluación se favorecen las inversiones realizadas a través de la compra de activos y las inversiones destinadas a producir para exportar (no para el mercado interno). (ONU, 1999) Sin embargo, no hay duda de que

los resultados financieros de las empresas están afectados negativamente, sobre todo si representan una parcela importante de las actividades de la empresa. Además, las grandes empresas cotizadas en bolsa sufren importantes contratiempos debido al efecto negativo que, una devaluación cambiaria de la moneda del país donde tiene inversiones importantes, puede tener sobre su capitalización bursátil.

6.3 Obstáculos existentes en España

En relación a los obstáculos que pueden existir en la economía española para la realización de inversiones en el exterior las empresas evaluaron a todos los factores expuesta como de importancia media/baja. Destacan la escasez de recursos humanos disponibles para desplazarse (como el obstáculo más importante) y la falta de información sobre las fuentes de financiación existentes (el obstáculo menos importante). Los demás factores como la escasez de recursos financieros para la IED, la falta de equipo gerencial interno a la empresa y la falta de apoyo público/diplomática se evaluaron como de media/baja importancia.

6.4 Determinante por tamaño de empresas

También se ha distribuido la muestra por tamaño de empresas en dos grupos de empresas. El primer formado por empresas con menos de 500 trabajadores, que representan el 44,8 por ciento de la población; las llamaremos PYMEs; y el segundo, formado por empresas con más de 500 trabajadores, que representan el 55,2 por ciento de la población, las llamaremos grandes.

El análisis de los principales determinantes de las inversiones españolas en Iberoamérica, por tamaño de empresa, revela que las estrategias de inversión son equivalentes, como se mencionaba anteriormente en el análisis de toda la muestra. Sin embargo, se observan dos diferencias importantes, detectadas mediante un ANOVA, relacionadas con los determinantes considerados de media importancia (la apreciación media realizada por ambos grupos son estadísticamente diferentes):

- a. La estabilidad política en los países iberoamericanos: las grandes empresas muestran tener una preocupación mayor con la estabilidad política de la región que las pequeñas empresa. Esto podría ser explicado por el hecho de que las inversiones de las grandes empresas españolas han sido realizadas en sectores privatizados y donde la regulación estatal afecta de forma muy significativa.

- b. Por otro lado, el apoyo institucional en España es más importante para las pequeñas empresas que para las grandes. Evidentemente, la capacidad financiera, administrativa, etc. de las grandes empresas es mucho mayor que de las pequeñas, con lo cual no es de extrañar este resultado.

Además de estos dos determinantes de media importancia y significativamente diferentes entre pequeñas y grandes empresas, hay otros dos determinantes, aunque no fundamentales, que son estadísticamente diferentes: la calidad de la infraestructura local y los incentivos del gobierno local. Estas dos variables son más importantes para las grandes empresas que para las pequeñas.

Como hemos visto, las empresas españolas se auto atribuyen una valoración muy alta para su nivel de ventaja de propiedad, especialmente para la tecnología, capacidad de gestión, experiencia y habilidad acumulada y calidad de productos y servicios. La estratificación por tamaño de empresa no cambia este nivel de evaluación, pero, sin embargo, presenta algunas diferencias estadísticamente significativas. La proyección internacional, la experiencia y habilidades acumuladas, la imagen y el nivel de formación del personal son ventajas de propiedad más importantes para las grandes empresas.

Con relación a los obstáculos para la inversión en Iberoamérica las empresas valoran de forma equivalente el riesgo cambiario como la principal barrera. Sin embargo, hay otros obstáculos que ahora asumen una posición de primera importancia. El análisis de la varianza muestra que la distancia geográfica y la falta de mano de obra cualificada representan obstáculos importantes para la inversión de las PYMEs españolas. Por otro lado, las grandes empresas están más preocupadas con la inestabilidad social.

En relación a los obstáculos que podrían existir en la economía española hay una diferencia importante, estadísticamente significativa, entre los grupos y para el total de la encuesta que se refiere la falta de equipo gerencial. Esta variable asume una importancia de primera línea para las PYMEs (media 3,64), mientras que para las grandes empresas sigue teniendo una evaluación media. Esto, evidentemente, tiene relación con el hecho de que el apoyo institucional es más importante para estas empresas.

Por último, en relación a las ventajas que las empresas españolas esperan obtener como resultado de sus inversiones en Iberoamérica, no hay ninguna diferencia estadísticamente significativa entre las PYMEs y las grandes empresas, por lo que las apreciaciones son iguales que para la muestra total.

6.5 Determinantes por sector de actividades

La estratificación de la muestra por sectores de actividad presenta dos sectores, el sector de servicios (con un 24,1 por ciento de la muestra) y el sector industrial (con el restante de la muestra). Entre los determinantes de las inversiones españolas en Iberoamérica clasificados como más importantes no se encuentra ninguna diferencia significativa, lo que indica que la estrategia de inversión antes presentada es la misma para ambos sectores.

Sin embargo, hay que destacar algunas diferencias significativas que pone de manifiesto un análisis ANOVA, aunque se refieren a variables no consideradas como determinantes fundamentales. Para el sector de servicios, la situación macroeconómica española es un importante factor de empuje de las inversiones, y más importante que para el sector industrial. Además, el sector de servicios busca desarrollar nuevos productos en los países iberoamericanos y también atribuye una importancia relativamente superior para este objetivo estratégico. Por último, la presencia de proveedores españoles es considerada por el sector de servicios como un elemento importante que ayuda positivamente a tomar la decisión de invertir en la región.

En relación con los obstáculos, el riesgo cambiario evaluado como el principal obstáculo a la inversión en Iberoamérica por todas las empresas, habría que juntar la inestabilidad jurídica para el sector de servicios, que lo considera muy importante. Evidentemente, esto está relacionado con el tipo de actividad del sector, donde la estabilidad de las reglas del juego es fundamental para el buen desempeño de sus negocios.

Por otro lado, al contrario de lo que ocurre para el total de la muestra y las empresas industriales, las empresas del sector de servicios encuentran que existen serios obstáculos en España a la internacionalización de la empresa española determinados por la escasez de RR.HH. disponibles para desplazarse a otro lugar, la falta de equipo gerencial y la falta de apoyo público.

Por último, con relación a los resultados que esperan obtener de las inversiones realizadas en Iberoamérica, las apreciaciones son equivalentes a la del total de la muestra, con dos pequeñas diferencias para el sector de servicios. Este sector espera, con más ahínco, obtener mejores beneficios de las inversiones; además, espera obtener mayor capacidad financiera, no valorada como importante tanto para el total de la muestra como para el sector industrial.

6.6 Intensidad de tecnología

El análisis por intensidad de tecnología se realizó para dos grupos, el grupo que llamamos de bajo intensidad de tecnología (inversiones en I+D inferiores a 2 por ciento del volumen de facturación; y representa el 63 por ciento de la muestra) y el grupo denominado intensivo en tecnología (inversiones en I+D superiores a 2 por ciento del volumen de facturación; y representa el 37 por ciento de la muestra).

En general, como las demás estratificaciones, la intensidad de tecnología no es un discriminante estadísticamente significativo de la estrategia de inversión de las empresas españolas en Iberoamérica. Evidentemente, hay diferencias estadísticas que están relacionadas con las características específicas de cada grupo de empresas y que no alteran en lo fundamental, los determinantes de la inversión.

Por ejemplo, las empresas menos intensivas en I+D valoran como más importante (aunque es importante para todos) el potencial de crecimiento del mercado local. Evidentemente, esto porque son empresas que dependen del crecimiento del mercado para aumentar su participación.

Asimismo, para estas empresas la escasez de RR.HH. sin inconvenientes para trasladarse a otro lugar y la falta de equipo gerencial son obstáculos importantes que existen en España. Se podría argumentar que estos no son obstáculos importantes para las empresas que más invierten en I+D porque tienen un nivel de cualificación mayor de los empleados. En esta lógica, las empresas más intensivas en tecnología valoran sus ventajas de propiedad mejor que las empresas que menos invierten en I+D.

Y por fin, las empresas que menos invierten en I+D esperan obtener mejores ventajas o resultados de su proceso de internacionalización, especialmente en relación con la mayor diversificación de productos, mayor capacidad financiera e, incluso, aunque valorada como medio, mejor tecnología. Es decir, son conscientes de su bajo nivel tecnológico y que las inversiones pueden ayudar a elevar este nivel.

7 Perspectivas futuras

En términos generales y de cara al futuro, considerado como una perspectiva hasta el año 2005, el 64,5 por ciento de las empresas españolas seguirá invirtiendo en los establecimientos existentes, es decir, en las plantas productivas ya instaladas en los países de la región. Por

otro lado, el 61,2 por ciento de las empresas también pretende realizar nuevas inversiones en la región, frente a apenas un 16,7 por ciento que no pretende acometer ninguna modificación en sus operaciones. Y, por último, ninguna de las empresas encuestadas tiene previsto realizar desinversiones. Esto indica que las empresas españolas están apostando por Iberoamérica como plataforma de lanzamiento de su proceso de internacionalización y que no se trata apenas de operaciones especulativas de corto plazo.

Por otro lado, en relación a las perspectivas futuras se preguntaba por las principales ventajas que las empresas españolas esperan obtener como resultado de su opción por invertir en Iberoamérica. Los resultados indican que estas ventajas están relacionadas, en primer lugar, con una mayor capacidad competitiva en el mercado internacional, en segundo lugar, con que las inversiones serán beneficiosas y, por último, y valorado con importancia media, también se espera incrementar la capacidad competitiva a través de mayor productividad y eficiencia productiva (menor coste, precio y mayor diversificación).

En resumen, se puede observar que la estrategia de las empresas españolas, en su proceso de internacionalización a través de las inversiones directas hacia Iberoamérica, es aumentar su capacidad competitiva internacional a partir de la explotación de ventajas de localización proporcionadas por los países iberoamericanos (sobre todo, su mercado). En este contexto, el aumento del nivel de competencia en el mercado español y europeo y el ciclo virtuoso de crecimiento de la economía española y europea también han contribuido decisivamente para la decisión de invertir.

Cuadro 8
Principales Ventajas Derivadas de la Decisión de Invertir en Iberoamérica

Ventajas más importantes	Media	Mediana	Interpretación
Posicionamiento estratégico en el mercado	4,3	4,0	Mejor capacidad competitiva
Mejor imagen en el mercado	3,9	4,0	Mejor capacidad competitiva
Mejor competitividad internacional	3,6	4,0	Mejor capacidad competitiva
Mayores beneficios	3,4	3,5	Beneficios
Ventaja de importancia media	Media	Mediana	Interpretación
Precios más competitivos	3,1	3,0	Mejor capacidad competitiva
Mayor diferenciación de productos	3,1	3,0	Mejor capacidad competitiva
Menor coste de producción	3,0	3,0	Mejor capacidad competitiva

La apertura de los mercados debida a la liberalización de los movimientos de mercancías, de capitales y de inversiones y a la desregulación de la economías, especialmente del sector

de servicios, tradicionalmente protegidos por los gobiernos nacionales, intensifica la competencia entre las empresas, amenazando su nivel de participación en los mercados, los beneficios y, en última instancia, la supervivencia de las empresas. La liberalización de las transacciones económicas internacionales hace cada vez más difícil mantener el nivel de participación en el mercado nacional como fuente segura de beneficios para las empresas nacionales.

La reacción competitiva de las empresas es, por lo tanto, crecer para mantener o aumentar su posición relativa en el mercado para así, garantizar que se alcanza su objetivo último, la maximización de beneficios. Esta ha sido la opción estratégica adoptada por las empresas españolas.

En la economía global, el tamaño de las empresas es fundamental para su capacidad competitiva. Por un lado, el tamaño de la empresa permite la explotación de economías de escala cuando la empresa alcanza el tamaño mínimo eficiente. Además, el tamaño crea sinergia financieras, administrativas y operacionales que reducen la vulnerabilidad de las empresas a los shocks económicos y, además, les permite ejercer un determinado poder de monopolio.

Por otro lado, el tamaño permite a la empresa mantener una mejor posición estratégica en entornos de grandes incertidumbres y grandes cambios tecnológicos, como es característico del momento actual. Y, por último, alcanzar una posición dominante en el mercado influye decisiva y positivamente en la valoración bursátil de la empresa, permitiendo ganancias de capital o, como se ha puesto de moda en la literatura, generar valor para los accionistas.

Por lo tanto, el tamaño es el elemento determinante de la capacidad competitiva de las empresas en el nuevo entorno económico global. Evidentemente que la competitividad de las empresas depende de otros factores como la innovación tecnológica, la productividad de la empresa etc., sin embargo, una empresa sin mercado no es capaz de competir en el mercado en busca de financiación, no tiene capacidad financiera para invertir y, por lo tanto, puede ir a la quiebra o, en el mejor de los casos, ser adquirida por otra empresa más grande.

8 Conclusiones

En este artículo cuyo objetivo principal es estimar los principales determinantes de las inversiones directas españolas en Iberoamérica se comprueba que hay una nueva estructura tanto para la cuenta de capital como para las inversiones españolas directas a partir de 1997. Tradicionalmente España ha sido importador neto de capital, sin embargo, la apertura

comercial y financiera, la mayor estabilidad política y económica de los países en desarrollo, el ciclo de crecimiento de los países desarrollados, la integración de España en la Unión Europea y el proceso de acumulación de capital de las empresas españolas, especialmente en las de servicios, introdujeron una nueva dinámica en las relaciones de mercado forzando a las empresas españolas a tomar una actitud activa en busca de capacidad competitiva para crecer o por lo menos mantener su participación en los mercados.

La reacción de las empresas españolas fue invertir en Iberoamérica, cambiando la estructura de inversiones directas externas, antes direccionadas principalmente hacia la U.E., aprovechándose de la desregulación y apertura de los mercados y también de los procesos de privatización llevados a cabo en toda Iberoamérica en la segunda mitad de los años 90. Las inversiones españolas se concentraron en pocos países, sobre todo Argentina, Brasil, México y Chile y fueron realizadas en su mayoría por pocas empresas, todas grandes del sector de servicios. Aunque ya se observa inversiones realizadas por empresas de menor tamaño y de otros sectores y importantes inversiones en otros países. Las grandes empresas españolas están presentes en casi todos los países de la región.

Los principales determinantes de esta apuesta española por los países iberoamericanos pueden ser divididos en tres categorías: los relacionados con el mercado Iberoamericano, que incluye el tamaño del mercado, la similitud cultural y la estabilidad política; los determinantes relacionados con el mercado español y el europeo como el aumento de la competencia y la saturación de los mercados; y, los relacionados con la economía española, donde se destaca, el ciclo de bonanza económica.

El análisis también presenta los obstáculos más importantes existentes tanto en Iberoamérica como en España. El riesgo cambiario y la inestabilidad económica fueron valorados por las empresas españolas con los obstáculos más importantes para invertir en Iberoamérica. En España, las empresas indican que la falta de recursos humanos adecuados para desplazarse a Iberoamérica como el principal obstáculo.

Se ha realizado una estratificación de la muestra por tamaño de empresa, por sector de actividad y por intensidad de tecnología para comprobar posibles diferencias en los determinantes. Por tamaño de empresa se constata que las PYMEs son más sensibles al apoyo institucional español, a la distancia geográfica y a la falta de mano de obra cualificada. Por otro lado, las grandes empresas consideran como factores más importantes en su decisión de invertir la estabilidad política y social, la calidad de la infraestructura y los incentivos de los gobiernos iberoamericanos. Para las empresas de servicios la situación macroeconómica de España, el desarrollo de nuevos productos y la presencia de proveedores españoles y la

inestabilidad jurídica en el mercado local asumen importancia significativa. Por último, las empresas de baja intensidad tecnológica establecen que el potencial de crecimiento de los mercados iberoamericanos son de grande importancia para su decisión de invertir.

Para concluir, las perspectivas futuras indican que las empresas españolas seguirán invirtiendo en los establecimientos existentes y en la implantación de nuevas plantas productivas. Además, las empresas españolas esperan obtener importantes ventajas en su opción de invertir en Iberoamérica, sobre todo las relacionadas con el posicionamiento estratégico en el mercado, mejor imagen, mayor competitividad internacional y mayores beneficios. Por lo tanto, las empresas españolas están apostando por Iberoamérica como plataforma de lanzamiento de su proceso de internacionalización competitiva en el mercado global.

Bibliografía

Banco de España. *Informe anual*. Madrid, 1999.

_____. *Cuentas financieras de la economía española, 1987-1997* Madrid: Banco de España, 1998.

_____. *Balanza de pagos*. Madrid: Banco de España. Varios años.

BBVA. *Informe anual*. Madrid: Banco Bilbao Vizcaya, 1999.

_____. La internacionalización de la banca española en Iberoamérica: BBVA América. *Inversiones españolas en Iberoamérica*. Curso de Verano 2000, UAM, Miraflores de la Sierra, 5 a 7 julio, mimeo.

Bestué, P. *Internacionalización de las empresas españolas a través de la inversión directa en el exterior: inversiones en Europa Central y del Este (1980-1995)*. 1997 Tesis Doctoral, Universidad Autónoma de Madrid, Madrid.

Blömstron, M., Kokko, A. Regional integration and foreign direct investment. *NBER Working Paper* 6019, 1997.

Boletín de Información Comercial Española. Ministerio de Economía y Hacienda (varios años).

BSCH. La internacionalización de la banca española en Iberoamérica: el caso BSCH. *Inversiones españolas en Iberoamérica*. Curso de Verano 2000, UAM, Miraflores de la Sierra, 5 a 7 de julio, mimeo.

- Buckley, P., Casson, M. *The future of multinational enterprise*. London: Macmillan, 1976.
- Buesa, M., Molero, J. *Economía industrial de España. Organización, tecnología e internacionalización*. Madrid: Editorial Civitas, 1998
- Campa, J. M., Guillén, M. F. Evolución y determinantes de la inversión directa en el extranjero. *Papeles de Economía Española*, n. 66, 1996.
- Cazorla, L. La inversión directa de la PYME industrial española en países en vías de desarrollo: un análisis de factores determinantes. *Información Comercial Española*, n. 740, abril 1997
- CEPAL. *La inversión extranjera en América Latina y el Caribe. Informe anual*. Santiago: CEPAL. Varios años
- Dunning, J. H. The determinants of international production. *Oxford Economic Papers* 25, p. 289-336, 1973.
- _____ Explaining changing patterns of international production: in defense of the eclectic theory. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 11, noviembre 1979.
- _____ The eclectic paradigm of international production: a restatement and some possible extension. *Journal of international Business Studies*, v. 19, spring 1988.
- Duran, J. J. (Coord.). *Multinacionales españolas I*. Madrid: Ed. Pirámide, S.A., 1996.
- _____ Experiencia internacional e intención de la inversión directa de la empresa española en el Sudeste asiático. *Información Comercial Española*, n. 761, marzo-abril 1997
- _____ (Coord.). *Multinacionales españolas II, nuevas experiencias de internacionalización*. Madrid: Ed. Pirámide, S.A., 1997a.
- ENDESA. *Informe anual 1999*. Madrid: Endesa, 1999.
- Fernandez, C. M., Casado, M. La internacionalización de las empresas innovadoras madrileñas. *Información Comercial Españolas*, n. 726, febrero 1995.
- Fernandez-Arias, E. The new wave of capital inflows: push or pull? *Journal of Development Economics* 48, p. 389-418, 1996.
- Hymer, S. *The international operations of national firms: a study of direct foreign investment*. Cambridge, Mass: MIT Press, 1960 (published in 1976).

- Knickerboker, F T. *Oligopolistic reaction and multinational enterprise*. Boston: Harvard University, 1973.
- Maté, J. M. La inversión directa española en el exterior. *Papeles de Economía Española*, n. 66, 1996.
- ONU. *WIR - World Investment Report*. New York: Naciones Unidas. Varios años.
- REPSOL-YP. La presencia de la gran empresas españolas en Iberoamérica. Repsol-YPF su estrategia de crecimiento en Latinoamérica. *Inversiones españolas en Iberoamérica*. Curso de Verano 2000, UAM, Miraflores de la Sierra, 5 a 7 de julio, mimeo.
- Ruesga, S., Bichara, Julimar da S. Inversiones españolas directas en América Latina en los años 90. *Boletín ICE Económico*, 2574, p. 9-19, Madrid 1998.
- _____. La empresa española en Iberoamérica. *Economía Exterior*, n. 7, p. 187-196, 1999.
- Telefónica. La presencia de la gran empresas españolas en Iberoamérica: la visión de Telefónica. *Inversiones españolas en Iberoamérica*. Curso de Verano 2000, UAM, Miraflores de la Sierra, 5 a 7 de julio, mimeo.
- Vernon, R. International investment and international trade in the product cycle. *Quarterly Journal of Economics*, 80, p. 190-207. 1966.
- _____. The product cycle hypothesis in a new international environment. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 41, p. 255-67, 1979.
- Wong, K. *International theory in goods and factors mobility*. Cambridge: The MIT Press, 1995.
- Yu, C., Ito, K. Oligopolistic reaction and foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, v. 19, p. 449-60, Fall 1988.

Evolução diferenciada da lavoura de soja e de seu processamento industrial no Brasil - período de 1970 a 1999*

Alessandra Bastiani dos Santos[§]

Carlos José Caetano Bacha[□]

RESUMO

Este trabalho analisa o grau de modernização da lavoura da soja e de outros indicadores referentes a esta atividade, tendo como referência os anos de 1975, 1980, 1985 e 1995. Para tanto, a metodologia utilizada foi a análise fatorial, pelo método dos componentes principais, aplicada a doze variáveis para cada estado das regiões Tradicional (RS, SC, PR e SP), Centro-Oeste (MT, MS e GO) e Minas Gerais, e Nordeste (BA e MA). Os resultados evidenciaram que a Região composta pelo Centro-Oeste e Minas Gerais é a que possui os níveis mais altos de modernização da lavoura da soja. A Região Tradicional, mesmo tendo apresentado reduções da cultura e processamento industrial da soja no período de 1975 a 1995, decorrente da expansão da lavoura para a região dos cerrados, continuou se modernizando e ainda em 1995 é a que detém a maior concentração da lavoura e da capacidade instalada de processamento da soja. A Região Nordeste, mesmo representando uma pequena participação na produção nacional de soja, apresentou altos níveis de modernização da lavoura para o ano de 1995, destacando-se o Estado da Bahia.

Palavras-chave: lavoura da soja, processamento industrial, evolução diferenciada; modernização, análise fatorial.

ABSTRACT

This paper analyzes the soybean crop modernization in Brazil as well as other aspects in relation to that activity. In order to do that analysis, 1975, 1980, 1985 and 1995's data sets are used into the factorial analysis. The Brazilian soybean areas were divided into three groups: traditional region, Center-Western region and Northeast region. The first region comprises of four states, and the second and third regions have four and two states, respectively. Twelve variables were defined and the main component method was applied. The Center-Western region shows the largest values for modernization indicators. The Traditional region lost relative importance into the soybean farming and industrial processing during the time period from 1975 to 1995, when that crop had a larger expansion in the Center-Western region. However, the Traditional region kept modernizing its soybean plantation and held the large portion of industrial processing of soybean in 1995. The Northeast region has the smallest portion of Brazil's soybean plantation, however, that region holds high level of modernization in that crop, especially in the state of Bahia.

Key words: soybean crop, industrial processing, uneven evolution, modernization, factorial analysis.

JEL classification: Q1, C1, Q10.

* Este artigo é baseado em parte da dissertação de mestrado elaborada pela primeira autora sob a orientação do segundo autor.

§ Mestre em Economia Aplicada pela ESALQ/USP.

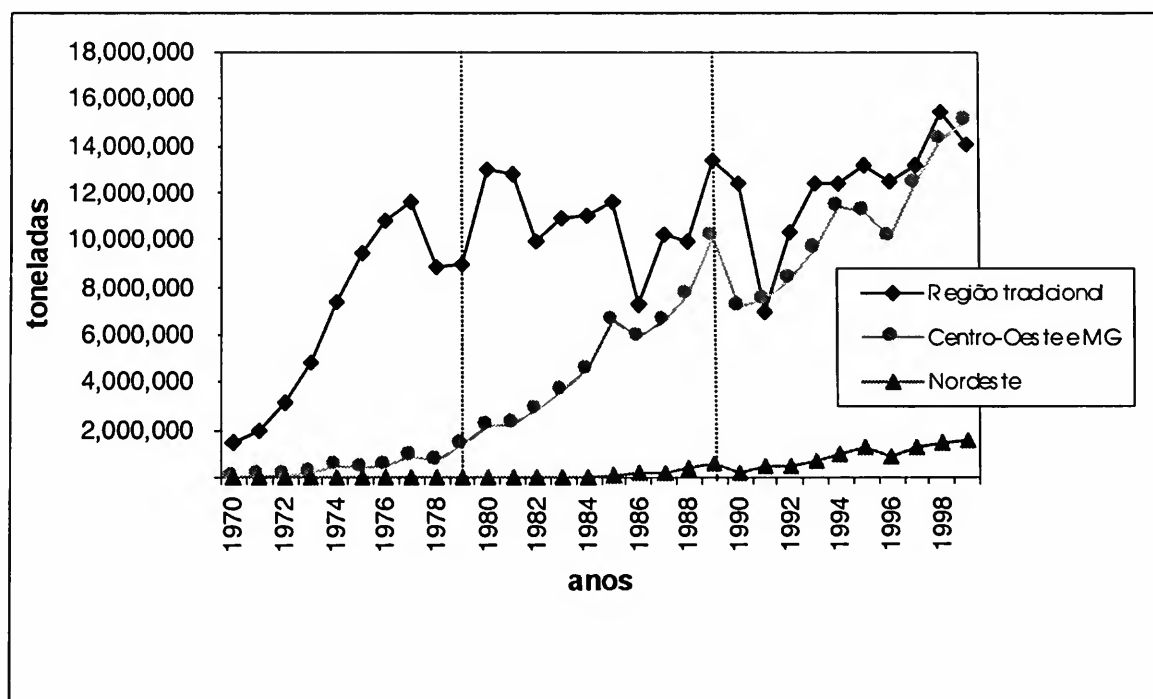
□ Professor Associado da ESALQ/USP.

1 Introdução

O objetivo geral deste trabalho é obter algumas medidas do grau de modernização da lavoura da soja e de outros indicadores a ela relacionados. A análise é feita em nível dos estados brasileiros, por meio da análise fatorial, utilizando o método dos componentes principais. Procura-se verificar como essa modernização relacionou-se com a concentração, em cada estado, da indústria processadora de soja, com a especialização do estado na atividade sojicultora e com as políticas governamentais de estímulo à lavoura de soja.

O período estudado, 1970 a 1999, apresenta três fases de novos estados contribuindo para o crescimento da produção da soja no Brasil. De 1970 a 1979 houve a expansão da produção de soja na Região Tradicional (composta pelos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo); de 1980 a 1989 ocorreu a expansão na região dos cerrados, considerando a Região Centro-Oeste (Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás) e o Estado de Minas Gerais; e de 1990 a 1999 as novas regiões de expansão da produção de soja são os Estados da Bahia e Maranhão (além da continuidade da expansão nas demais regiões). Na Figura 1 constata-se essa evolução. Juntamente com esta evolução ocorreu a mudança da importância das regiões no total produzido de soja no Brasil (Tabela 1).

Figura 1
Evolução da Produção de Soja em Regiões do Brasil de 1970 a 1999



Fonte: 1970 a 1998: *Anuário Estatístico do Brasil*; 1999: Levantamento Sistemático da Produção Agrícola.
Nota: valores da produção obtidos nos anos-safra, ou seja, a semeadura da soja é realizada no ano anterior à sua colheita.

Tabela 1
Participações das Regiões no Total Produzido de Soja no Brasil (valores em %)

Ano	Região Tradicional	Região Centro-Oeste e Minas Gerais	Região Nordeste	Região Norte
1970	99%	1%		
1979	86%	14%		
1989	55%	42%	3%	
1999	46%	48%	5%	1%

Fonte: 1970, 1979 e 1989, *Anuário Estatístico do Brasil*; 1999: Levantamento Sistemático da Produção Agrícola.

A Tabela 1.A, no apêndice, apresenta os resultados da área colhida, produção e produtividade da soja em cada estado pertencente às regiões analisadas no presente trabalho. A produtividade tem sido crescente, mas é bem distinta entre as regiões e mesmo entre os estados de cada região.

Além disso, tais regiões apresentam estrutura de lavoura, modo de comercialização e produtividade diferentes, o que indica que a evolução se fez de forma e intensidade distintas nessas regiões. A expansão da indústria processadora de soja também ocorreu de forma distinta nas regiões estudadas (Tabela 2). Comparando a capacidade de processamento de soja e a produção de cada região, conclui-se que as lavouras de soja das regiões Centro-Oeste e Nordeste se estabeleceram para abastecer o mercado externo ou prover as indústrias situadas em outras regiões.

No presente trabalho procura-se associar as variáveis comentadas acima (produção, produtividade, forma de comercialização e capacidade instalada de processamento) com outras de modo a gerar indicadores de modernização da lavoura da soja e outros indicadores a ela associados. Isto pode ser feito por meio da análise fatorial.

Tabela 2
Capacidade de Esmagamento de Oleaginosas para a Região Tradicional, a Região Centro-Oeste e Minas Gerais, e a Região Nordeste - Anos Selecionados

Regiões	Estado	1977		1985		1989		1995		1998	
		T/dia	%	t/dia	%	t/dia	%	t/dia	%	t/dia	%
Região Tradicional	RS	15.642	38,6	34.449	36,0	26.238	25,6	29.000	24,9	28.930	23,9
	SC	2120	5,2	8.220	8,6	6.020	5,9	5.075	4,4	5.210	4,3
	PR	12.092	29,8	34.200	35,8	33.940	33,2	35.370	30,4	36.770	30,4
	SP	10.095	24,9	16.330	17,1	19.403	19,0	13.565	11,7	13.780	11,4
Região Centro-Oeste e MG	MT	0	-	0	-	1.200	1,2	8.330	7,2	8.770	7,2
	MS	0	-	950	1,0	3.800	3,7	6.980	6,0	7.480	6,2
	GO	0	-	800	0,8	5.300	5,2	9.000	7,7	9.660	8,0
	MG	585	1,5	690	0,7	4.100	4,0	4.300	3,7	5.900	4,9
Região Nordeste	BA	0	-			1.550	1,5	2.500	2,2	2.750	2,3
	MA	0	-				-		-		
Outros*			-			700	0,7	2.060	1,8	1.660	1,4
Total		40.534	100,0	95.639	100,0	102.251	100,0	116.280	100,0	120.910	100,0

Fonte: ano de 1977: Williams e Thompson (1988); anos de 1985 e 1989: Rizzi e Paula (1996); ano de 1995: Lazzarini e Nunes (1997); e ano de 1998: ABIOVE (2000).

2 Revisão de literatura

Existem vários trabalhos que utilizam a análise fatorial, pelo método dos componentes principais, como metodologia de estudo para avaliar a modernização do setor agrícola brasileiro, destacando-se dentre eles: Llanillo (1984), Hoffmann e Kageyama (1985), Hoffmann e Kassouf (1989), Gomes (1990), Hoffmann (1992), Figueiredo (1996), Shikida (1997) e Meyer e Braga (1998).

Desses trabalhos, apenas dois se destinam a analisar os impactos causados pela expansão de uma determinada cultura: Shikida (1997), que analisa os principais condicionantes da evolução diferenciada ocorrida na agroindústria canavieira do Brasil; e Gomes (1990), que tem como um de seus objetivos analisar o grau de modernização da Região Tradicional e da Região em Expansão da soja.

Um dos pontos a se destacar no trabalho de Shikida (1997) é a abordagem que o autor faz acerca da modernização da agroindústria e não somente da agricultura, o que vem ao encontro da proposta de estudo do presente trabalho. Outros trabalhos já haviam ressaltado a relevância da abordagem conjunta da modernização dos segmentos agrícola e agroindustrial. Kageyama e Silveira (1997), por exemplo, que estudaram as desigualdades regionais do desenvolvimento agrícola do Brasil - utilizando Componentes Principais -, ressaltam que uma das limitações de seu trabalho foi não ter utilizado variáveis relacionadas com a agroindústria, o que representou uma lacuna para a compreensão das desigualdades regionais.

Gomes (1990) utilizou a análise fatorial para avaliar a expansão da cultura da soja em duas regiões do Brasil: Região Tradicional (Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo) e Região em Expansão (Região Centro-Oeste e Minas Gerais). O período analisado foi de 1970 a 1980.

O presente trabalho difere do trabalho de Gomes (1990) por considerar um período mais recente, por incluir a análise da agroindústria processadora e por trabalhar com três regiões: as duas acima citadas e mais a área de expansão no Nordeste.

3 Metodologia e fonte de dados

Na presente pesquisa são analisados dez estados brasileiros (RS, SC, PR, SP, MT, MS, GO, MG, BA e MA) produtores de soja considerando os anos de 1975, 1980, 1985 e 1995. Estes anos fazem parte do período de análise da expansão da cultura da soja no Brasil. São considerados doze indicadores vinculados à modernização da lavoura de soja (esses indicadores serão os mesmos para cada ano). Assim, para cada ano serão analisadas dez observações para os mesmos indicadores. Partindo do que foi exposto, definem-se quatro matrizes de observações, quais sejam:

X_1 a matriz 10 X 12 para 1975

X_2 a matriz 10 X 12 para 1980

X_3 a matriz 10 X 12 para 1985

X_4 a matriz 10 X 12 para 1995

Agregando-se as observações referentes aos 4 anos define-se a matriz 40 X 12.

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \end{bmatrix}$$

Se fosse feita uma análise fatorial para cada ano (1975, 1980, 1985 e 1995) os fatores não seriam exatamente os mesmos, dificultando as comparações intertemporais. Portanto, para obter uma única medida (um único fator) da velocidade do processo de modernização em cada estado as observações para os 4 anos têm que ser agrupadas. Assim, a matriz das observações, para a aplicação da análise fatorial, será composta por 40 linhas (correspondente aos 10 estados produtores de soja considerando as observações nos 4 cortes temporais - 1975, 1980, 1985 e 1995 - e 12 colunas (correspondentes aos indicadores¹).

A exposição teórica da análise fatorial pode ser vista em Hoffmann (1999). Para o processamento dos dados foi utilizado o SAS (*Statistical Analysis System*).

3.1 Indicadores e fonte de dados

A modernização da agricultura possui um caráter multidimensional, tornando-se necessário um grande número de indicadores para caracterizá-la de forma abrangente. Segundo Souza (1990, p. 177), a modernização do setor soja no Brasil é “o conjunto de mudanças tecnológicas, econômicas e sociais ocorridas na produção, distribuição, processamento e consumo desse grão.” Portanto, a modernização se relaciona com variáveis que mensurem o canal de distribuição utilizado, como a localização, importância e modo de atuar das empresas processadoras, pela importância da política econômica e pela importância da cultura no estado.

Com o intuito de mensurar esses aspectos, foram selecionados 12 indicadores. A escolha desses indicadores foi baseada na disponibilidade de dados secundários e levando em consideração as variáveis sugeridas em trabalhos similares (em especial, o de Gomes, 1990; e Shikida, 1997). Os valores das 12 variáveis são calculados para cada um dos estados das Regiões Tradicional, Centro-Oeste e Minas Gerais, e Nordeste. Os indicadores são:

1 Observe-se que o número total de observações é de 480. Ou seja, quatro observações por estado para cada indicador. Devido à questão de *lay-out*, a Tabela 3 (com os dados) apresenta estas informações colocando 12 linhas (12 indicadores) com quatro observações (uma para cada ano de análise) para cada estado (que são apresentados em 10 colunas). Ou seja, tem-se $12 \times 4 \times 10 = 480$.

- ◆ Sobre o uso de insumos e técnicas modernas no segmento agrícola

Indicador 1 - percentual da área colhida de soja que utilizou adubação;

Indicador 2 - percentual da área colhida de soja que utilizou defensivos.

- ◆ Produtividade agrícola e tamanho médio da lavoura

Indicador 3 - produtividade da soja (kg/ha) ,

Indicador 4 - tamanho médio da lavoura de soja.

- ◆ Sobre a forma de comercialização

Indicador 5 - percentual da produção de soja no estado entregue à indústria processadora.

- ◆ Sobre o financiamento

Indicador 6 - percentual do estado no total de financiamentos **oficiais** destinados ao custeio da soja;

Indicador 7 - percentual do estado no total de financiamentos **oficiais** destinados à comercialização da soja;

Indicador 8 - total de financiamentos **oficiais** (custeio e comercialização) ÷ total da área de soja colhida no estado.

- ◆ Sobre o segmento processador de soja

Indicador 9 - percentual do estado na capacidade instalada de processamento de soja do Brasil.

- ◆ Sobre o grau de especialização na cultura da soja

Indicador 10 - total da área colhida com soja no estado ÷ total da área plantada com lavouras temporárias e permanentes no estado;

Indicador 11 - total da área colhida com soja no estado ÷ total da área explorada no estado²;

Indicador 12 - total da área colhida com soja no estado ÷ total da área colhida com soja no Brasil.

O Quadro 1 indica as fontes dos dados para mensurar os indicadores acima.

2 A área explorada é o somatório das áreas com lavouras permanentes e temporárias, pastagens plantadas e naturais, e matas plantadas e naturais.

Quadro 1
Fonte das Informações para os Indicadores de Modernização, Industrialização e Disponibilidade de Crédito na Cultura da Soja

Indicadores	Fonte das informações
1, 2, 4, 5, 10 e 11	Censos Agropecuários
3 e 12	Anuário Estatístico do Brasil
6, 7 e 8	Crédito Rural Dados Estatísticos Anuário Estatístico do Crédito Rural
9	Williams e Thompson (1988) Rizzi e Paula (1996) Lazzarini e Nunes (1997)

4 Medidas do grau de modernização da lavoura da soja

Neste item apresenta-se a medida do grau de modernização da lavoura da soja no Brasil e de indicadores a ela vinculados com vistas a verificar a evolução dos mesmos em três regiões de cultivo: Região Tradicional, Região Centro-Oeste e Minas Gerais, e Região Nordeste. Para tanto, utilizam-se as informações referentes aos anos de 1975, 1980, 1985 e 1995 para caracterizar a expansão da cultura da soja entre os estados brasileiros. O procedimento adotado foi a análise fatorial pelo método dos componentes principais.

4.1 Notas sobre os indicadores referentes à lavoura da soja

Houve dificuldade na obtenção de dados sobre a cultura da soja para os Estados da Bahia e Maranhão. Como estes dois estados tiveram aumento mais expressivo da produção de soja a partir de 1985, o Censo Agropecuário traz informações somente para o ano de 1995. Assim, para os indicadores 1, 2, 4 e 5, nos anos 1975, 1980 e 1985, foram considerados valores iguais a zero.

Dada essa dificuldade, para as variáveis 10 e 11, que apresentam como numerador a área colhida com soja no estado, a fonte utilizada para os Estados da Bahia e Maranhão foi o Anuário Estatístico do Brasil dos anos 1975, 1980 e 1985. No entanto, para Bahia e Maranhão, no ano 1995, e para os demais estados (nos anos de 1975, 1980, 1985 e 1995) a fonte utilizada foi o Censo Agropecuário, devido ao fato de o denominador dessas variáveis pertencer à mesma fonte.

Outra dificuldade encontrada foi a obtenção de dados para a agroindústria processadora de soja. Considerando a evolução da capacidade instalada de processamento de soja, foram consideradas as informações do ano de 1977 válidas para o ano de 1975. Para o ano de 1980, foi feita a média aritmética simples a partir dos valores dos anos de 1977 e 1985.

Para a variável 8 houve a necessidade de uniformizar os valores monetários referentes aos quatro anos considerados na análise fatorial. Os valores foram convertidos para Reais de agosto de 1994, utilizando-se como deflator o IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna), da Fundação Getúlio Vargas.

Outro ponto a ser destacado diz respeito aos dados concernentes aos Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul para o ano de 1975. Como a divisão do antigo Estado do Mato Grosso ocorreu no ano de 1977, e a produção de soja encontrava-se na região sul do Estado de Mato Grosso, pertencente atualmente ao Estado do Mato Grosso do Sul, os dados de 1975 referem-se a este último estado.

O Distrito Federal não foi incluído na análise fatorial em razão da falta de informações para essa Unidade da Federação. Pelo fato de a produção de soja do Distrito Federal representar apenas cerca de 1% da produção da Região Centro-Oeste e Minas Gerais, a omissão dessa observação não produzirá alterações substanciais nos resultados obtidos.

Cumprе ressaltar que não foi possível obter dados sobre o financiamento destinado ao capital de giro e capital fixo da agroindústria processadora de soja, bem como informações que pudessem medir a mecanização da cultura da soja, uma vez que as máquinas agrícolas não são necessariamente específicas para essa cultura, podendo ser utilizadas em outras lavouras temporárias. Outro indicador que não pôde ser introduzido na análise é o relacionado à pesquisa agrícola na área de soja. Pelo fato de se estar trabalhando com um período extenso e analisando dados referentes a dez estados, tornou-se inviável a obtenção de tal indicador.³

A Tabela 3 apresenta a matriz de dados que foi utilizada para a análise fatorial.⁴

3 Sobre este aspecto, poderia ser utilizado o número de pesquisadores por estado. No entanto, surgiram várias indagações sobre este indicador, tais como: a) como definir número de pesquisadores tendo em vista que nas universidades ocorre, em vários casos, de os pesquisadores atuarem por áreas de conhecimento e não por culturas? b) a Embrapa-soja tem o desenvolvimento de suas pesquisas voltado para todo o território nacional, no entanto, o seu centro está localizado no Paraná.

4 É importante ressaltar que alguns destes dados (como o indicador 3) podem ter sido afetados por condições climáticas adversas em um ano específico. No entanto, não foi possível identificar, *a priori*, este fato.

Tabela 3
Matriz de Dados para a Análise Fatorial

Indicadores	Ano	Regiões									
		Região Tradicional				Região Centro-Oeste e Minas Gerais				Região Nordeste	
		RS	SC	PR	SP	MT	MS	GO	MG	BA	MA
1	75	72,8	34,3	72,7	98,6	0,0	75,7	98,3	96,5	0,0	0,0
1	80	86,7	57,1	93,5	99,4	99,0	96,4	99,8	99,3	0,0	0,0
1	85	84,1	61,0	94,8	98,9	98,6	96,0	99,4	98,7	0,0	0,0
1	95	92,0	95,7	97,3	99,4	98,6	97,7	99,7	97,9	98,4	88,5
2	75	72,7	24,7	78,2	95,9	0,0	88,2	83,3	86,6	0,0	0,0
2	80	70,0	40,5	92,1	96,9	83,0	97,1	94,3	94,8	0,0	0,0
2	85	74,5	46,8	92,9	94,4	92,2	94,4	95,8	93,4	0,0	0,0
2	95	86,0	91,4	72,2	96,2	95,9	96,9	97,2	92,3	98,7	85,7
3	75	1506,0	1292,0	2221,0	1733,0	0,0	1403,0	1320,0	1153,0	937,0	0,0
3	80	1439,0	1381,0	2240,0	1960,0	1664,0	1639,0	1852,0	1783,0	1167,0	1200,0
3	85	1570,0	1342,0	2009,0	1926,0	2082,0	1957,0	1847,0	1974,0	1200,0	1109,0
3	95	1945,0	2177,0	2581,0	2237,0	2364,0	2188,0	1914,0	1997,0	2280,0	1852,0
4	75	11,9	4,7	11,0	61,0	0,0	16,9	96,4	59,6	0,0	0,0
4	80	15,0	7,2	21,2	63,7	209,3	93,3	138,5	107,6	0,0	0,0
4	85	14,5	6,8	24,3	63,5	270,7	142,9	173,3	116,7	0,0	0,0
4	95	16,9	16,8	32,4	64,7	633,6	176,9	248,0	172,9	475,4	338,7
5	75	7,2	7,7	12,4	42,6	0,0	14,6	25,3	39,3	0,0	0,0
5	80	12,4	20,1	12,7	56,1	58,5	31,2	60,8	53,7	0,0	0,0
5	85	5,7	23,9	12,0	43,2	33,4	25,3	38,4	49,9	0,0	0,0
5	95	19,8	16,8	15,6	34,9	40,2	34,7	50,9	47,1	71,1	28,6
6	75	47,2	1,3	36,7	11,0	0,0	1,9	0,5	1,3	0,0	0,0
6	80	42,5	2,8	28,8	10,3	1,2	9,2	3,1	1,9	0,0	0,0
6	85	26,9	1,5	24,6	6,3	14,3	12,1	9,1	3,8	1,1	0,1
6	95	20,3	1,8	34,4	6,7	14,7	7,0	8,2	4,5	1,9	0,4
7	75	39,4	4,0	44,0	10,7	0,0	0,5	0,5	0,8	0,0	0,0
7	80	39,0	5,7	35,6	13,8	0,4	3,6	1,0	0,7	0,2	0,0
7	85	29,6	10,1	34,3	12,3	1,2	4,0	3,2	4,0	0,1	0,0
7	95	4,6	0,3	45,3	0,4	29,6	11,2	7,0	1,3	0,2	0,0
8	75	594,2	326,3	1067,0	1187,9	0,0	261,6	407,9	591,4	1074,8	0,0
8	80	526,0	385,3	666,7	1064,1	630,8	440,9	467,1	459,5	2496,0	696,1
8	85	292,6	310,2	470,3	585,8	560,8	307,2	414,1	334,6	568,8	301,1
8	95	37,9	48,5	91,7	70,7	38,3	39,8	42,0	41,7	22,1	22,3
9	75	38,6	5,2	29,8	24,9	0,0	0,0	0,0	1,4	0,0	0,0
9	80	36,8	7,6	34,0	19,4	0,0	0,7	0,6	0,9	0,0	0,0
9	85	36,0	8,6	35,8	17,1	0,0	1,0	0,8	0,7	0,0	0,0
9	95	24,9	4,4	30,4	11,7	7,2	6,0	7,7	3,7	2,1	0,0
10	75	53,9	18,4	28,7	6,7	0	9,6	2,4	1,2	0	0
10	80	56,3	23,7	34,1	8,2	3,6	37	6,6	3,1	0,1	0
10	85	54,8	21,6	34,3	7,2	38,6	50,4	20,5	6,8	1,5	0,6
10	95	42,7	10,7	44,3	7,5	59,1	53,9	39,7	10,6	9,1	7,6
11	75	14,8	4,8	12,5	1,8	0,0	0,5	0,2	0,1	0,0	0,0
11	80	17,1	7,0	14,6	2,6	0,2	2,2	0,5	0,4	0,0	0,0
11	85	16,6	6,5	14,0	2,5	2,5	3,4	2,2	0,9	0,2	0,1
11	95	12,1	2,9	15,5	2,4	3,8	2,6	3,4	1,2	1,4	0,7
12	75	53,5	6,2	28,0	6,7	0,0	3,3	1,0	1,3	0,0	0,0
12	80	45,4	5,9	27,5	6,4	0,8	9,2	2,8	1,9	0,0	0,0
12	85	35,8	4,1	21,6	4,9	7,8	12,9	7,2	4,4	0,6	0,1
12	95	25,8	1,7	18,9	4,5	19,9	8,9	9,6	5,1	4,0	0,8

Fonte: Ver Quadro 1.

4.2 Resultados da análise fatorial

Utilizando os dados da Tabela 3, referentes aos 12 indicadores relacionados à lavoura da soja, observados nos 10 estados brasileiros nos anos 1975, 1980, 1985 e 1995, realizou-se a análise fatorial pelo método dos componentes principais. A matriz de correlações entre os indicadores apresentou 3 raízes características maiores do que 1, sendo que o primeiro fator capta 47,56% da variância total das variáveis, cabendo aos 2 fatores seguintes 29,61% e 8,81%, respectivamente, dessa variância. Neste trabalho, a análise fatorial foi realizada extraindo os 3 fatores com raízes características maiores do que 1, fatores estes que possibilitam captar uma proporção significativa (85,99%) da variância total dos doze indicadores originais (Tabela 4).

Tabela 4
Valores das Raízes Características

Itens	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4
Raiz característica	5,7078	3,5536	1,0569	0,6548
Diferença	2,1542	2,4967	0,4021	0,3255
Proporção	0,4756	0,2961	0,0881	0,0546
Cumulativa	0,4756	0,7718	0,8599	0,9144

Fonte: resultados da pesquisa.

Após a rotação pelo método Varimax, que possibilita a melhor interpretação dos fatores, obtiveram-se os coeficientes de correlação entre cada fator e cada um dos doze indicadores, isto é, as cargas fatoriais, as quais são apresentadas na Tabela 5. As cargas fatoriais acima de 0,60, em valor absoluto, que expressam a forte associação entre o fator e o indicador, estão destacadas em negrito.⁵

Na última coluna da Tabela 5 observam-se os valores das comunalidades, que é a proporção da variância de cada indicador explicada pelo conjunto de fatores; na última linha

⁵ Para estabelecer o valor, em módulo, de 0,60 da carga fatorial utilizou-se como referência os trabalhos de Gomes (1990), Hoffmann (1992), Figueiredo (1996) e Shikida (1997).

da Tabela 5 apresentam-se as proporções da variância total explicada por cada fator, após a rotação.⁶

Tabela 5
Cargas Fatoriais de 3 Fatores e Comunalidades na Análise dos 12 Indicadores
Relacionados à Cultura de Soja na Região Tradicional, na Região Centro-Oeste e
Minas Gerais, e na Região Nordeste do Brasil - Anos Selecionados

Variáveis	Carga Fatorial para F1	Carga Fatorial para F2	Carga fatorial para F3	Comunalidade
1 % da área colhida de soja que utilizou adubação no estado	0,24540	0,91912	-0,10747	0,916554
2 % da área colhida de soja que utilizou defensivos no estado	0,21641	0,92707	-0,09678	0,615667
3 – Produtividade agrícola da soja no estado(kg/ha)	0,32396	0,81827	-0,00845	0,774583
4 – Tamanho médio da lavoura de soja no estado	-0,19601	0,62248	-0,44852	0,627075
5 % da produção de soja no estado entregue à indústria processadora	-0,30695	0,88097	-0,03273	0,871397
6 % do estado no total de financiamentos oficiais destinados ao custeio da soja	0,96595	0,09647	0,05533	0,945423
7 % do estado no total de financiamentos oficiais destinados à comercialização da soja	0,92642	0,07690	0,07818	0,870272
8 – Total dos financiamentos oficiais de custeio e comercialização da soja no estado ÷ hectares de soja no estado	-0,00382	-0,13225	0,91400	0,852896
9 % do estado na capacidade instalada de processamento industrial de soja no Brasil	0,92598	0,06631	0,19427	0,899581
10 – Total da área colhida com soja no estado ÷ total da área plantada com lavouras temporárias e permanentes no estado	0,78171	0,21687	-0,37150	0,796118
11 – Total da área colhida com soja no estado ÷ total da área explorada no estado	0,96773	-0,01960	-0,01292	0,937054
12 – Total da área colhida com soja no estado ÷ total da área colhida com soja no Brasil	0,95223	0,04302	-0,05464	0,911583
% da variância	45,39	30,19	10,38	

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁶ A rotação não altera os valores da comunalidade, mas altera a proporção da variância total associada a cada fator.

Observa-se que o primeiro fator (F1) é positivo e fortemente correlacionado com os indicadores 6, 7, 9, 10, 11, e 12. As cargas fatoriais dos indicadores 9 (porcentual do estado na capacidade instalada de processamento industrial da soja no Brasil), 10 (total da área colhida com soja no estado ÷ total de área plantada com lavouras temporárias e permanentes no estado), 11 (total da área colhida com soja no estado ÷ total de área explorada no estado) e 12 (total da área colhida com soja no estado ÷ total de área colhida com soja no Brasil) no primeiro fator (F1) o fazem ser uma **medida de importância da lavoura e da capacidade instalada de processamento da soja em cada estado**. A soja em grão tem pouco valor como produto alimentício ou mesmo para outros usos. O mercado da soja gira em torno de seus derivados: óleo e a proteína na forma de farelo. Dessa maneira, sendo a soja um produto voltado para o processamento, o crescimento da capacidade instalada de processamento acompanhou a expansão da cultura da soja.⁷ A associação desse fator com os indicadores 6 (porcentual do estado no total de financiamentos destinados ao custeio da lavoura de soja) e 7 (porcentual do estado no total de financiamentos destinados à comercialização da lavoura de soja) evidencia a importância do crédito governamental, em cada estado, como instrumento de política agrícola, que afetou o desenvolvimento e concentração da cultura da soja entre as regiões do Brasil.

O segundo fator (F2) apresenta forte associação positiva com as variáveis 1 (porcentual da área colhida de soja que utilizou adubação), 2 (porcentual da área colhida de soja que utilizou defensivos), 3 (produtividade da lavoura de soja), 4 (tamanho médio da lavoura de soja) e 5 (porcentual da produção da soja no estado entregue à indústria processadora). Dadas as características desses indicadores, o Fator 2 está medindo a **modernização da lavoura da soja em cada estado**. Acredita-se que essa modernização esteja associada ao tamanho médio da lavoura e à integração da lavoura com a indústria processadora

O Fator 3 (F3) pode ser denominado como “**utilização de crédito oficial para cada hectare da cultura da soja**”, por apresentar correlação positiva e forte com o indicador 8 (total de financiamentos oficiais de custeio e comercialização da soja no estado ÷ total da área colhida de soja no estado). Este fator representa apenas 10,4% da variância total dos indicadores (após a rotação) e avalia a intensidade do crédito rural oficial por área cultivada com soja em cada estado.

7 É importante ressaltar que este resultado capta a situação até 1995. Mudanças podem estar ocorrendo a partir de então, especialmente após a aprovação da Lei Kandir em 1997. Considerando o período de 1992 até 1996, verificou-se, por meio dos dados da ABIOVE (2001), que as exportações dos grãos de soja situaram-se em torno de 17,6% da produção nacional; de 1997 a 1999, este porcentual correspondeu a 29,1%. Esse relevante acréscimo das exportações de grão foi resultante da Lei Kandir, que desonerou do ICMS as exportações de grão - o que as favoreceu perante os produtos de maior valor agregado (farelo e óleo bruto).

Nota-se que o valor da carga fatorial entre o indicador 8 e o Fator 2 foi negativo (-0,13225). Isto, a princípio, é estranho, pois a literatura associa a modernização da agricultura brasileira com a disponibilidade e o subsídio do crédito **governamental** rural (ver, por exemplo, Shirota, 1988). Como a análise fatorial até aqui apresentada agrega anos distintos, pode-se pensar que tal resultado está sendo influenciado pelos dados mais recentes. Os recursos governamentais destinados ao financiamento da agricultura reduziram-se significativamente na década de 80 (mais especificamente pós 1985), sem levar em conta o fim do subsídio governamental, em que a taxa de juros vigente era sempre inferior à taxa de inflação da mesma época.⁸

Para verificar se nas décadas de 70 e 80 houve associação positiva entre disponibilidade de crédito **oficial** e modernização da lavoura de soja, optou-se por fazer uma análise fatorial para cada ano, ou seja, 1975, 1980, 1985 e 1995, para verificar se o valor da carga fatorial entre o indicador 8 com o Fator 2 está ou não sendo influenciado pela expressiva redução da intensidade do crédito **oficial** pós 1985 (captada pelos valores do ano de 1995).

Em todos os anos a carga fatorial obtida entre o indicador 8 (total dos financiamentos oficiais de custeio e comercialização da soja ÷ total da área de soja colhida no estado) e o Fator 2 (modernização da lavoura da soja) foi baixa, apresentando o menor valor em 1995.

Alternativamente, foi feita uma análise fatorial considerando uma nova matriz de dados, em razão de se ter utilizado valores nulos para os estados que não tinham informações, fato este que poderia estar influenciando os resultados obtidos e expressos na Tabela 5. Para tanto, foram utilizadas 456 observações (não mais 480 observações), porque foram eliminados os Estados do Mato Grosso e Maranhão em 1975 pelo fato de não haver registro de produção de soja nestes estados. Foram utilizadas estimativas, porém não oficiais, para os valores das variáveis 1, 2 e 4 em 1975 para Bahia, e em 1980 e 1985 para Bahia e Maranhão.

Entre os resultados obtidos para cada ano somente em 1985 o valor da carga fatorial apresentou associação positiva entre o indicador 8 e o Fator 2: 0,66985. Isto explica que a soja se modernizou mais pelo emprego de tecnologia no início dos anos 80, e vem refletir a pequena atuação do crédito oficial na modernização da lavoura da soja. Quando se realiza a análise fatorial considerando todos os anos (1975, 1980, 1985 e 1995) e novos dados, obtêm-se valores similares⁹ aos da Tabela 5, não proporcionando, portanto, quaisquer alterações na interpretação do indicador 8 e o F2.

8 Para uma abordagem mais detalhada sobre a evolução do crédito rural no Brasil, ver Shirota (1988), Barros e Araújo (1991) e Nuevo (1996).

9 Os resultados dessas três análises fatoriais alternativas encontram-se em Santos (2000).

Assim sendo, pode-se considerar os resultados da Tabela 5 como representativos da realidade em estudo.¹⁰

A Tabela 6 mostra os valores dos três fatores (F1, F2 e F3) para os dez estados brasileiros em 1975, 1980, 1985 e 1995.

Tabela 6
Valores dos Três Fatores Relacionados à Cultura da Soja na Região Tradicional, na Região Centro-Oeste e Minas Gerais, e na Região Nordeste do Brasil
- Anos Selecionados

	Fator 1				Fator 2				Fator 3			
	1975	1980	1985	1995	1975	1980	1985	1995	1975	1980	1985	1995
RS	2,535	2,401	1,948	1,007	-0,594	-0,490	-0,540	-0,026	0,088	-0,056	-0,499	-0,736
SC	-0,212	-0,080	-0,106	-0,410	-1,152	-0,667	-0,562	0,268	-0,435	-0,227	-0,250	-0,327
PR	1,711	1,675	1,522	1,824	0,066	0,216	0,097	0,148	1,521	0,765	0,397	-0,294
SP	-0,092	-0,149	-0,209	-0,348	0,848	1,108	0,771	0,673	2,004	1,841	0,894	-0,095
MT		-0,941	-0,200	0,453		0,952	0,795	1,181		0,489	-0,360	-2,088
MS	-0,569	-0,175	0,091	0,077	-0,198	0,398	0,403	0,651	-0,215	-0,280	-0,808	-1,176
GO	-0,767	-0,807	-0,382	-0,118	0,168	1,037	0,699	0,857	0,066	0,394	-0,131	-1,054
MG	-0,808	-0,823	-0,654	-0,589	0,321	0,885	0,860	0,789	0,556	0,444	0,169	-0,507
BA	-0,743	-0,776	-0,671	-0,890	-1,577	-1,117	-1,595	1,581	0,900	3,405	0,063	-0,954
MA		-0,717	-0,698	-0,794		-1,557	-1,699	0,513		0,306	-0,406	-1,065
Média	0,131	-0,039	0,063	0,021	-0,264	0,076	-0,076	0,663	0,560	0,708	-0,093	-0,830
Desvio Padrão	1,275	1,152	0,924	0,858	0,802	0,972	0,978	0,481	0,860	1,124	0,492	0,578

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: foram desconsiderados os valores dos Fatores 1, 2 e 3 no ano de 1975 para os Estados de Mato Grosso e Maranhão, em razão de não haver registro de produção de soja nestes estados.

Ao analisar o Fator 1, que indica a importância da lavoura e da capacidade instalada de processamento da soja, observa-se que na Região Tradicional houve redução dos valores do F1 para o período considerado, exceto para o Estado do Paraná que, apesar de pequenas oscilações na década de 80, não mostrou grandes alterações no período como um todo (1975

10 Os dados sobre financiamentos de custeio e comercialização utilizados neste trabalho são de créditos oficiais. Isto não significa dizer que o setor privado não teve participação no financiamento da sojicultura. O crédito não oficial - com a redução de recursos governamentais destinados ao setor agrícola, na década de 80 - acentuou a sua participação no financiamento da sojicultura, podendo ser citados, entre os vários instrumentos de financiamento, os primeiros contratos de soja verde realizados em 1987.

a 1995). Este comportamento do F1 na Região Tradicional pode ser explicado pela migração dos produtores da região Sul do País para a região dos cerrados, em busca de terras mais baratas. Mas, apesar da expansão da lavoura da soja para outras regiões do Brasil, a Região Tradicional é de grande importância para a produção de soja no Brasil. Deve-se ressaltar que os estados que mais contribuem para esse resultado são o Paraná e o Rio Grande do Sul.

Os valores de F1 para a Região Centro-Oeste e Minas Gerais aumentaram de 1975 a 1995. A expansão da cultura da soja nessa região,¹¹ principalmente na década de 80, seguida pela instalação do parque processador de soja, reflete a evolução diferenciada da cultura da soja entre as regiões do Brasil.

Nos Estados da Bahia e Maranhão, mesmo com o maior aumento da área e produção a partir da metade da década de 80, a cultura da soja é relativamente pequena em comparação com a produção da soja nas outras regiões do Brasil. A capacidade de processamento, por meio dos dados obtidos, está presente apenas no Estado do Bahia. Essa recente expansão não foi captada pelos valores obtidos no F1 para a Região Nordeste. Observa-se que no período 1985/95, por meio dos valores do Fator 1, houve um retrocesso na concentração da cultura da soja e na sua capacidade instalada de processamento, não refletindo a evolução da cultura na Região Nordeste para esse período. Isto pode ser explicado pela utilização de valores nulos para as variáveis 1, 2 e 4 em 1975, 1980 e 1985, uma vez que quando foram utilizadas estimativas alternativas¹² houve aumento dos valores do F1 no período 1985/95. Mesmo assim esse aumento foi pequeno. Uma das justificativas para tal comportamento é o fato de se estar trabalhando com dados por estados e não por microrregião. A cultura da soja na Bahia encontra-se localizada no oeste do estado, na Região de Barreiras, o mesmo acontecendo no Estado do Maranhão, onde a cultura se concentra na Região de Balsas. Dessa maneira, ao se considerar as variáveis 10 (total da área colhida com soja no estado ÷ total de área plantada com lavouras temporárias e permanentes no estado) e 11 (total da área colhida com soja no estado ÷ total de área explorada no estado) para todo o estado pode-se estar ofuscando a expansão existente em áreas dentro do estado.

11 A cultura da soja nessa região teve sua inserção na década de 70 por meio de programas nacionais de desenvolvimento de atividades agropecuárias, incentivado pelo crédito governamental rural e pelo desenvolvimento de pesquisas, principalmente via Embrapa, voltadas à agricultura nos cerrados. Assim, o desenvolvimento e concentração da cultura da soja tiveram incentivos governamentais (verificar a carga fatorial para F1 dos indicadores 6 e 7 Tabela 5).

12 Esse resultado encontra-se no trabalho de Santos (2000).

Por meio dos valores do Fator 2 verifica-se a modernização progressiva da cultura da soja nos estados produtores de 1975 a 1995 (exceto São Paulo). A média obtida desse fator, para todos os estados analisados, passou de $-0,26$ em 1975 para $0,08$ em 1980, e apesar da pequena redução no ano de 1985 ($-0,08$) chegou ao valor médio de $0,66$ em 1995.

Paula e Favaret Filho (1998) ressaltam a importância das pesquisas, em especial as realizadas pela Embrapa (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária), que contribuíram para aumentar a rentabilidade da soja, em virtude do melhor conhecimento das terras do cerrado e em consequência do lançamento de novas variedades, de novas técnicas de manejo de solo e de controle de pragas na região Sul.

No terceiro fator (F3), “utilização de crédito oficial para cada hectare da cultura da soja”, observa-se a redução de seus valores no período de 1975 a 1995 (exceto para os Estados de Goiás e Bahia, que apresentam reduções pós-1980), o que vem expressar a redução de crédito oficial ante a expansão da lavoura da soja entre os estados brasileiros.

Considerando que os fatores são independentes entre si, pode-se constatar, graficamente, a evolução diferenciada da lavoura da soja e de seu processamento industrial entre as regiões do Brasil, por meio do desempenho dos fatores. Nas Figuras 2, 3, 4 e 5 verifica-se o comportamento inverso entre F1 e F2 na Região Tradicional, ou seja, apesar do fator “medida da importância da lavoura e da capacidade instalada de processamento da soja” indicar perda de importância relativa da Região Tradicional no contexto nacional, a lavoura da soja continuou a se modernizar nessa região (crescimento do Fator 2).

O Estado do Paraná foi o único na Região Tradicional que apresentou valores positivos para esses dois fatores, ou seja, tanto a concentração da lavoura da soja e capacidade instalada de processamento quanto a modernização da lavoura da soja são fatores relativamente elevados. Os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina apresentaram comportamento semelhante, com destaque para o avanço significativo de F2, mostrando que mesmo com a expansão da cultura da soja para outras regiões, a Região Tradicional de cultivo da soja continuou se modernizando. O Estado de São Paulo é o único que difere na evolução do Fator 2, apresentado aumento de 1975 a 1980 e reduções de 1980 a 1995.

Figura 2
Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado do Rio Grande do Sul de 1975 a 1995

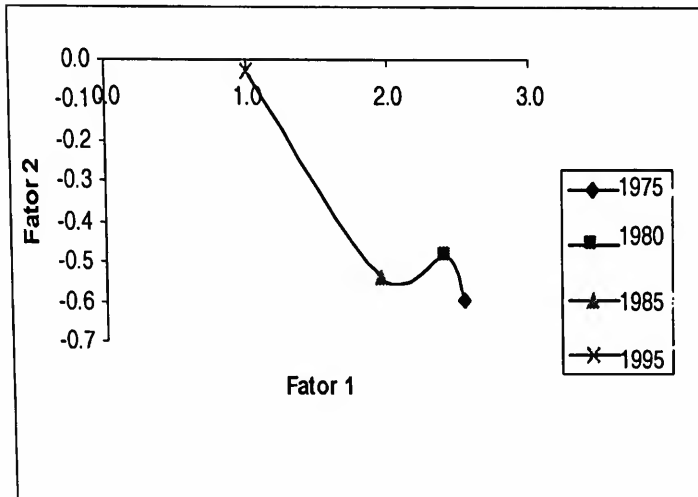


Figura 3
Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado de Santa Catarina de 1975 a 1995

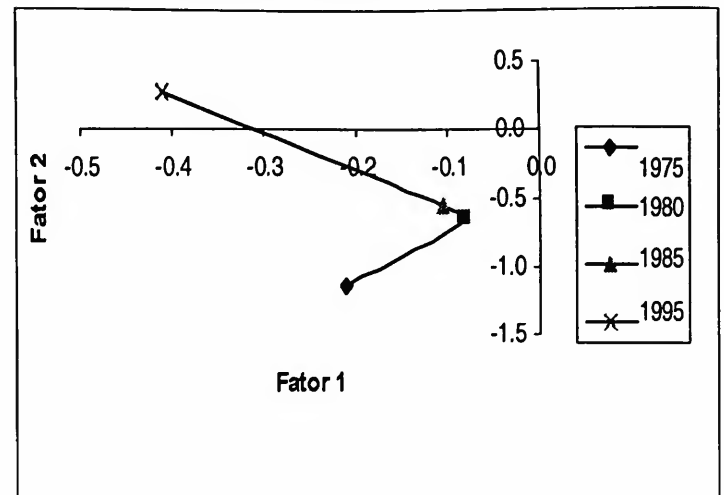


Figura 4
Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado do Paraná de 1975 a 1995

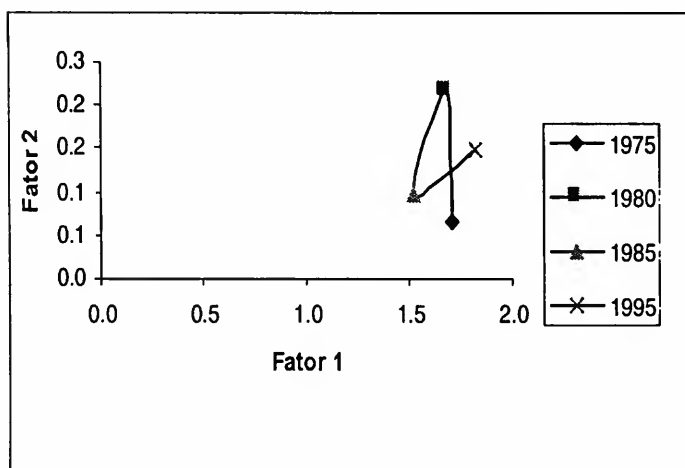
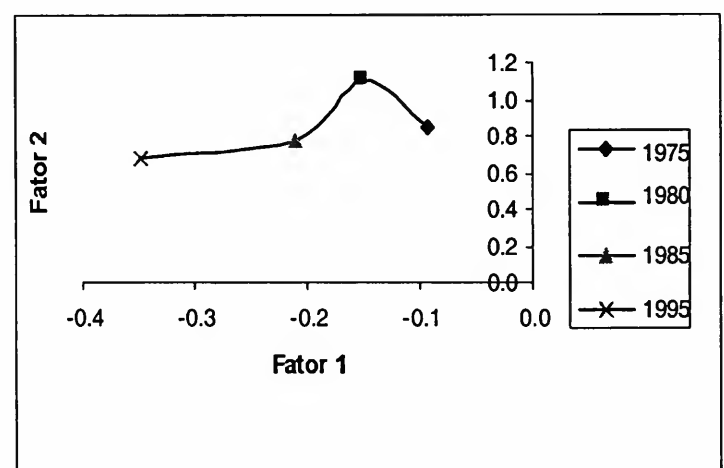


Figura 5
Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado de São Paulo de 1975 a 1995



De modo geral, na Região Centro-Oeste, ambos os fatores (F1 e F2) cresceram entre 1975 e 1995 (Figuras 6, 7, 8 e 9). Em Minas Gerais houve crescimento do Fator 2 apenas de 1975 a 1980. Os Estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e Minas Gerais (este último em menor proporção) apresentaram aumento do F1, o que vem demonstrar o avanço da cultura da soja na região dos cerrados, principalmente a partir da década de 80. Verificou-se grande crescimento de F2 entre 1975 e 1980, havendo oscilações do valor desse fator para o restante do período. A redução dos valores do F2 para 1985 (em relação a 1980) poderia estar associado ao indicador da produtividade, pois mesmo com o desenvolvimento de novas cultivares de soja, para regiões de baixa latitude, deve-se levar em conta que o incremento de novas áreas semeadas com soja pode reduzir a produtividade global.¹³ Contudo, ao se calcular

13 Isto ocorre porque se ocupa área de menor fertilidade natural ou porque maiores plantações ficam mais sujeitas a ataques de pragas e/ou doenças.

o crescimento médio da produtividade da soja de 1980 a 1985, para a Região Centro-Oeste, obteve-se a taxa de 2,66% ao ano. De modo geral, pode-se dizer que na região em análise houve maior concentração da cultura da soja e, conseqüentemente, do processamento do grão associado à modernização da lavoura da soja.

Figura 6

Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado de Mato Grosso de 1980 a 1995

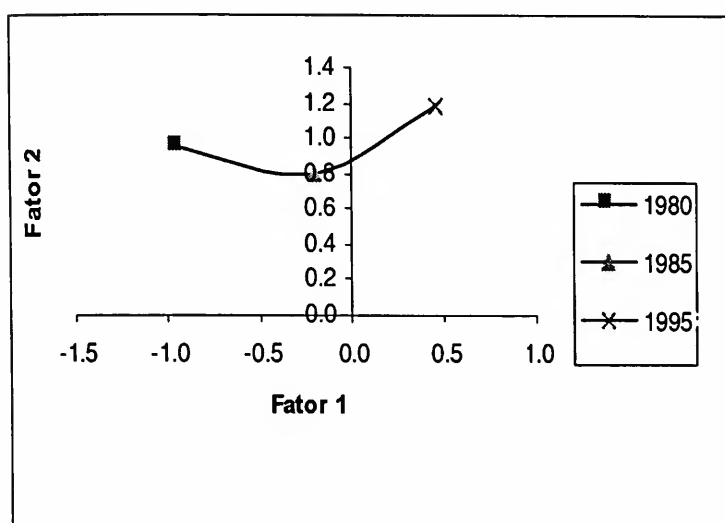


Figura 7

Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado de Mato Grosso do Sul de 1975 a 1995

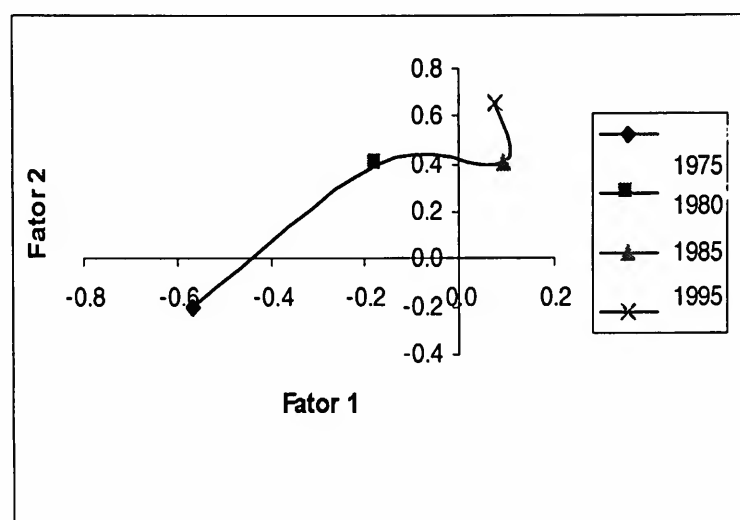


Figura 8

Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado de Goiás de 1975 a 1995

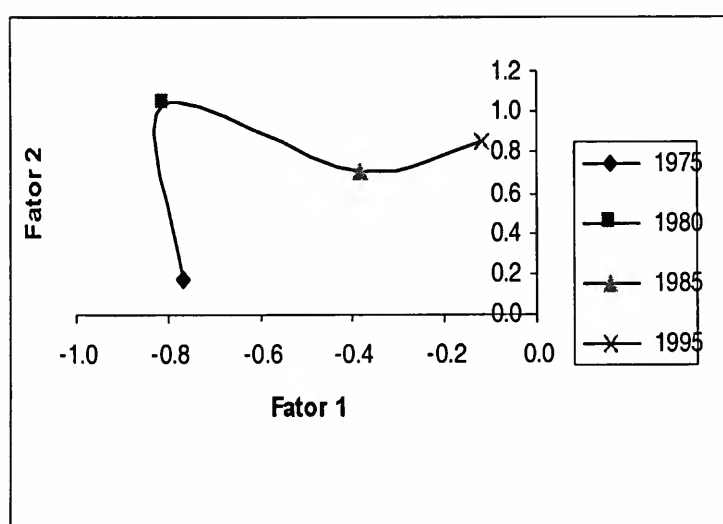
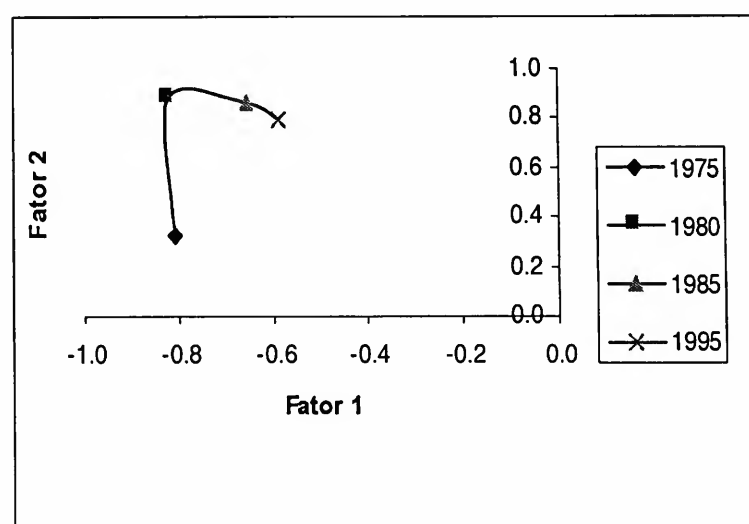


Figura 9

Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado de Minas Gerais de 1975 a 1995



As Figuras 10 e 11 apresentam desempenhos opostos entre os fatores F1 e F2 nos Estados da Bahia e Maranhão, em especial no período de 1985 a 1995. Conforme visto anteriormente, o Fator 1 apresenta um comportamento atípico e que pode ser visualizado por meio das Figuras 10 e 11. No entanto, o Fator 2 apresenta aumento significativo na modernização da cultura da soja, após 1985, para essa região.

Figura 10
Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado da Bahia de 1975 a 1995

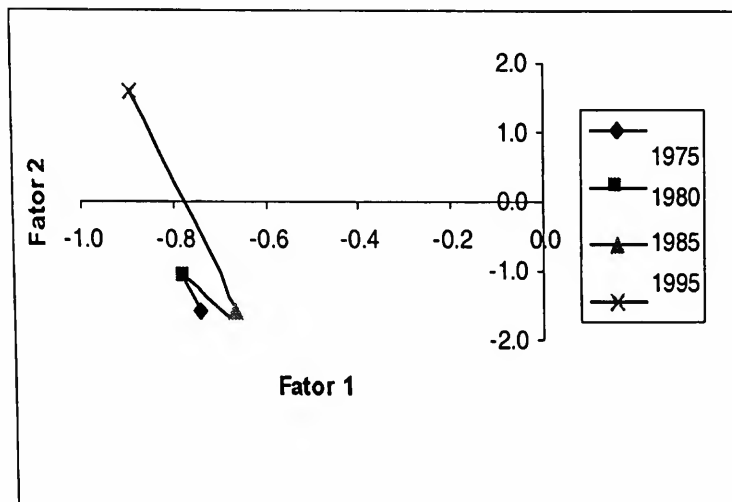
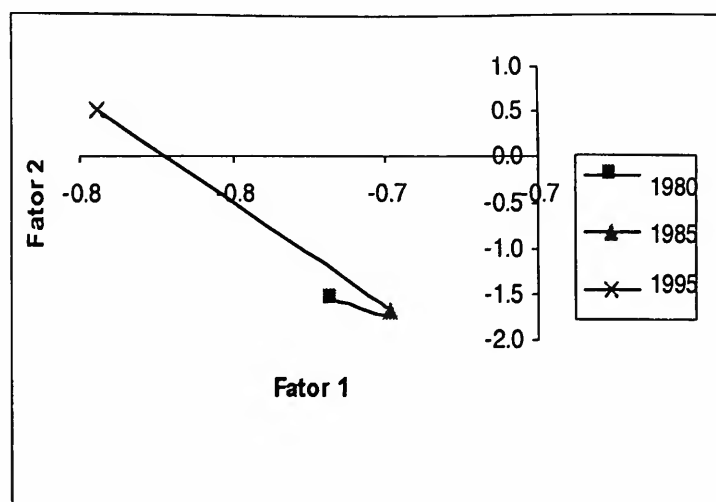


Figura 11
Evolução do Fator 1 e Fator 2 para o Estado do Maranhão de 1980 a 1995



As Figuras 12, 13, 14 e 15 mostram a evolução de F1 (importância da lavoura e da capacidade instalada de processamento da soja em cada estado) e F3 (utilização de crédito oficial para cada hectare da cultura da soja) para a Região Tradicional. De modo geral, os valores desses dois fatores seguem na mesma direção, diminuindo de 1975 a 1995. Como observado, isto ocorreu em virtude da expansão da lavoura da soja para a região dos cerrados (o que diminuiu o F1) e pelo comportamento da política governamental de crédito rural (diminuindo o F3).

Figura 12
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o Estado do Rio Grande do Sul de 1975 a 1995

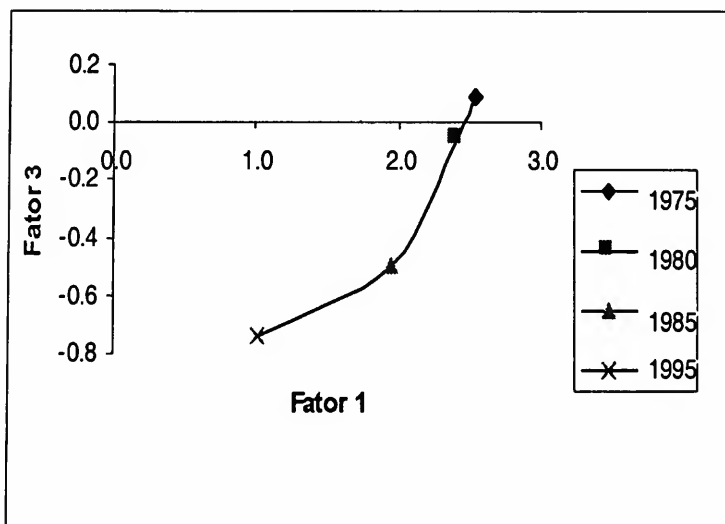


Figura 13
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o Estado de Santa Catarina de 1975 a 1995

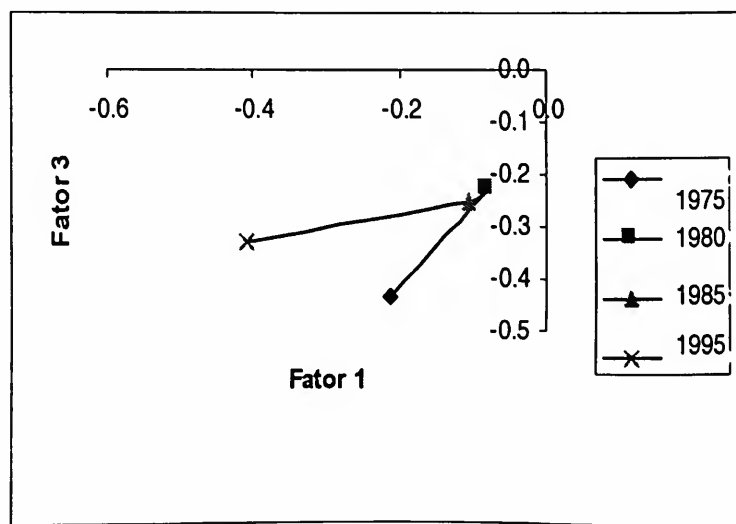


Figura 14
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o
Estado do Paraná de 1975 a 1995

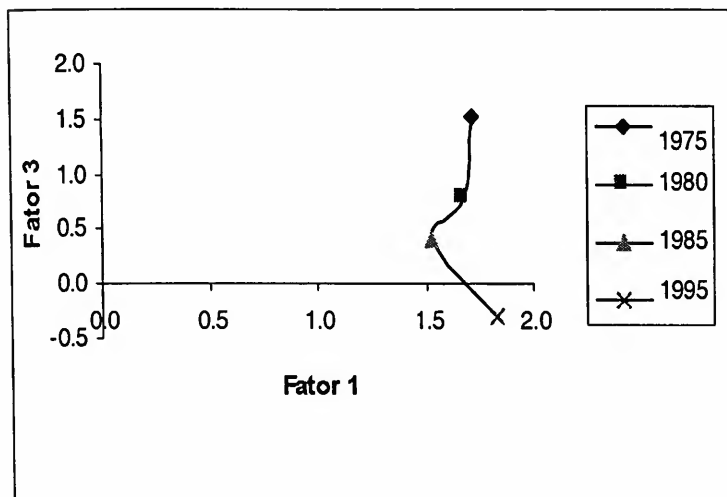
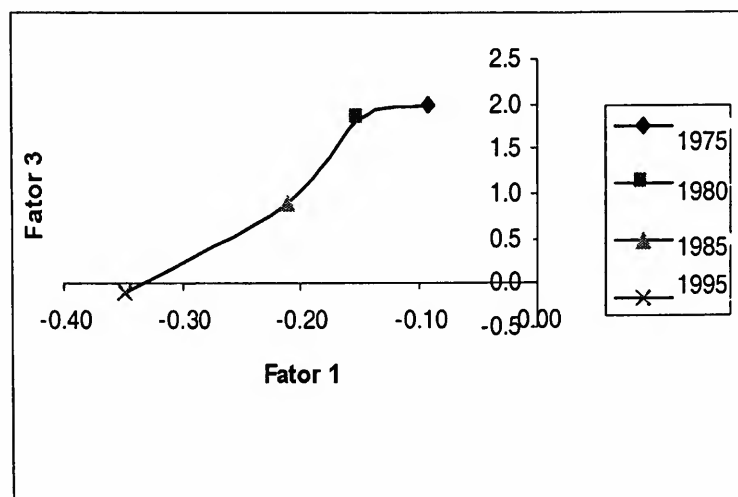


Figura 15
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o
Estado da Bahia de 1975 a 1995



A Região que engloba o Centro-Oeste e Minas Gerais apresentou comportamento no sentido oposto para os mesmos fatores (F1 e F3) - ver Figuras 16, 17, 18 e 19. Isso se deve à aceleração do desenvolvimento da cultura da soja nessa região na década de 80, que contou com menor disponibilidade de crédito oficial. Esta expansão está ocorrendo com recursos próprios dos produtores ou com outras fontes de financiamento.

Figura 16
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o
Estado de Mato Grosso de 1980 a 1995

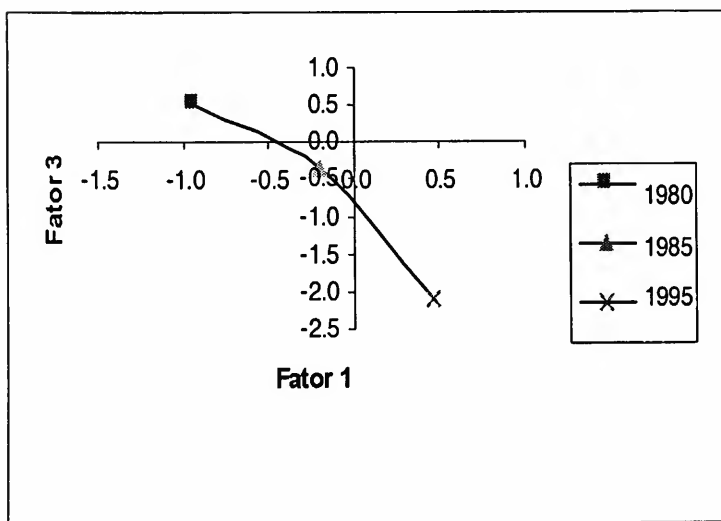


Figura 17
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o
Estado de Mato Grosso do Sul de 1975 a 1995

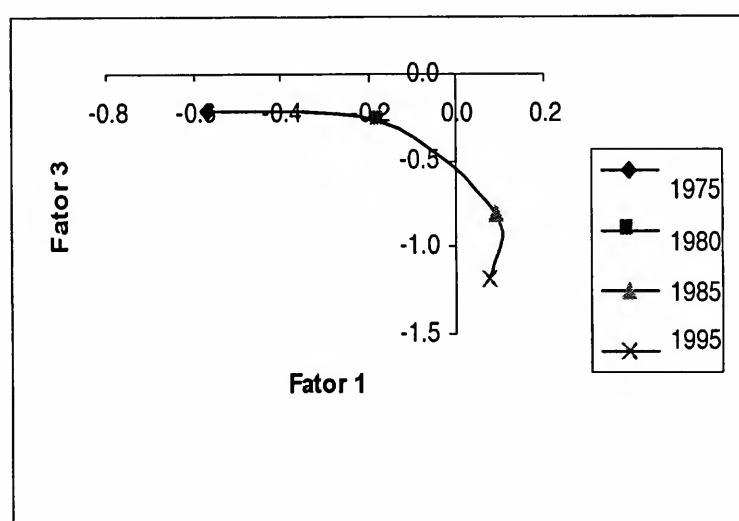


Figura 18
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o Estado de Goiás de 1975 a 1995

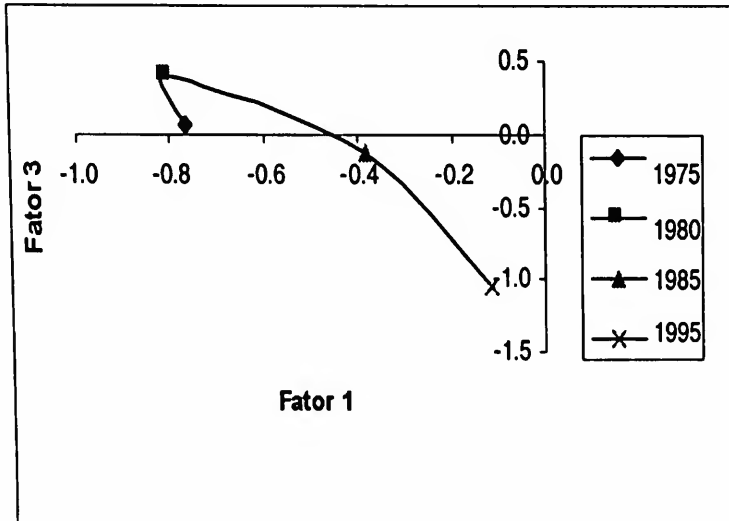
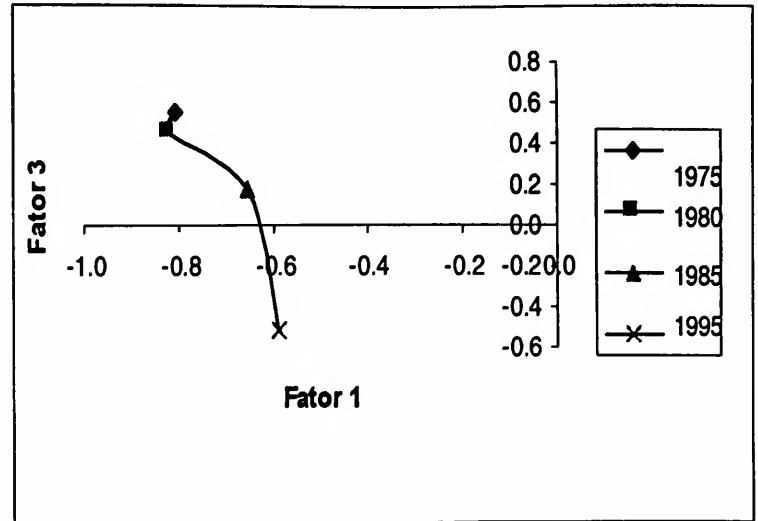


Figura 19
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o Estado de Minas Gerais de 1975 a 1995



Pode-se observar por intermédio das Figuras 20 e 21 o comportamento do Fator 3 para a Região Nordeste. Constata-se que o volume de recursos governamentais por hectare diminuiu a partir de 1980. Isto ocorre apesar de o volume global de crédito oficial destinado ao desenvolvimento da cultura da soja na região ter aumentado até 1985, reduzindo a partir de então até 1995. Não obstante, o crescimento da lavoura foi maior que o crescimento do volume de crédito oficial. Em outros estados o volume de crédito oficial diminuiu a partir de 1980.

Figura 20
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o Estado da Bahia de 1975 a 1995

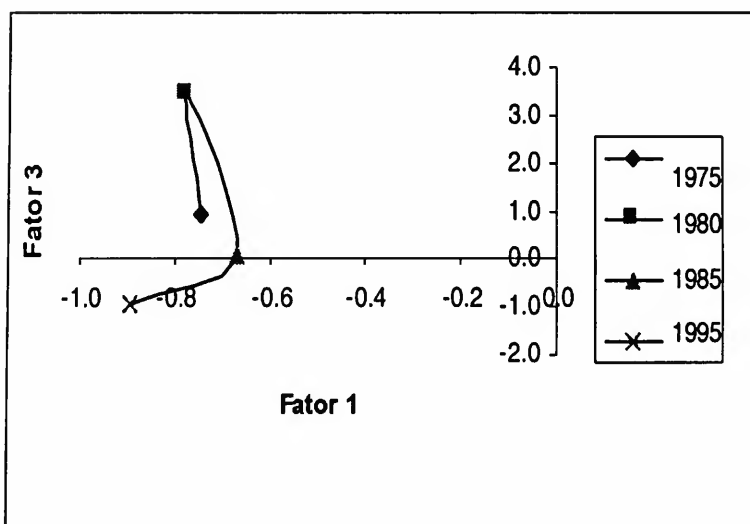
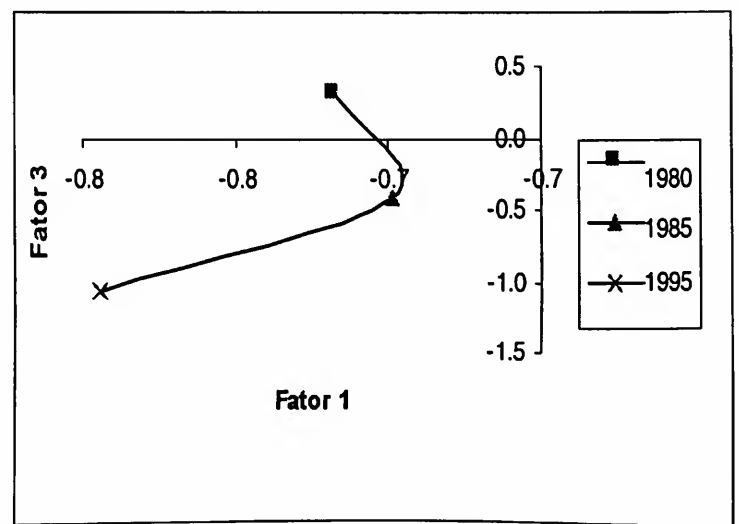


Figura 21
Evolução do Fator 1 e Fator 3 para o Estado do Maranhão de 1980 a 1995



Observa-se pelos resultados encontrados que não há associação relevante entre utilização de crédito oficial na lavoura de soja (variável 8) e indicadores de modernização desta atividade (variáveis 1, 2 e 3, principalmente). Os coeficientes de correlação entre os pares dos indicadores 8 e 1, 8 e 2, e 8 e 3 são, respectivamente, -0,278, -0,260 e -0,122. As Figuras 22, 23, 24 e 25 apresentam o comportamento dos Fatores 2 e 3 na Região Tradicional. Pode-se constatar que nesta região, mesmo com reduções na intensidade de crédito oficial por hectare de soja, houve aumento da modernização da lavoura de soja, associada ao aumento do tamanho médio da lavoura, de 1975 a 1995.

Figura 22
Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado do Rio Grande do Sul de 1975 a 1995

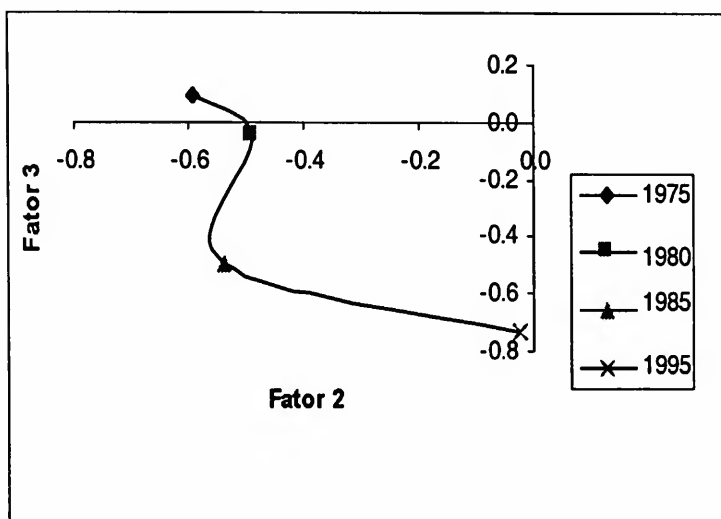


Figura 23
Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado de Santa Catarina de 1975 a 1995

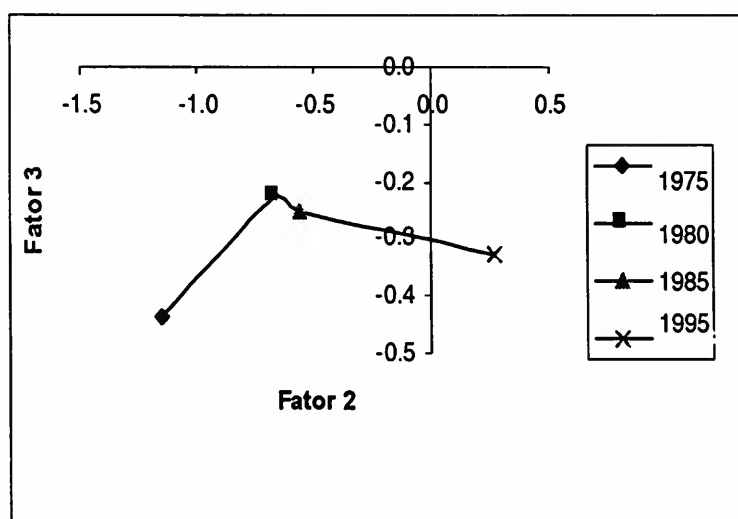


Figura 24
Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado do Paraná de 1975 a 1995

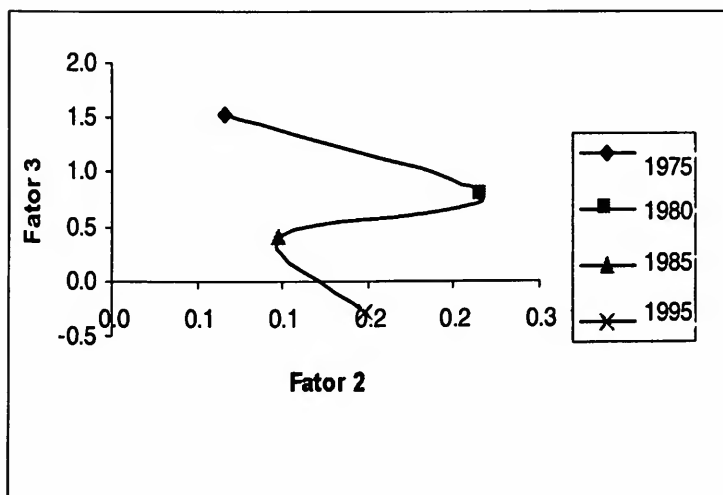
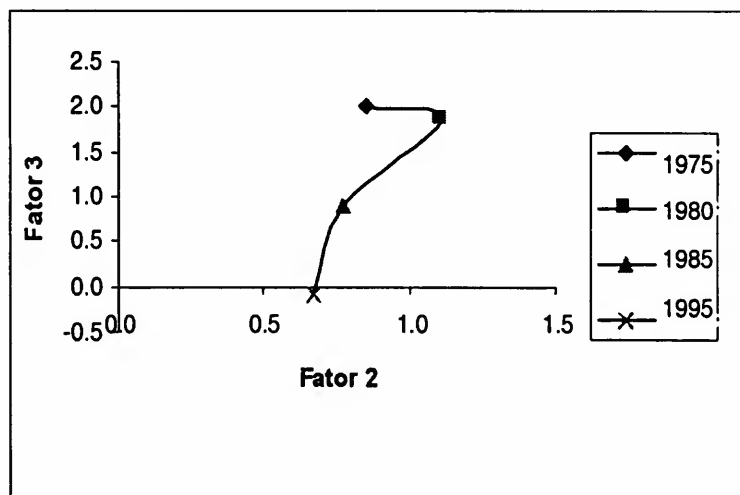


Figura 25
Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado de São Paulo de 1975 a 1995



Na Região Centro-Oeste e Minas Gerais, a redução do Fator 3 ocorre em menor intensidade até 1980, apresentando grandes reduções após esse ano, principalmente a partir de 1985. O maior incremento na modernização deu-se no período 1975/80, apresentando menor ritmo de modernização para 1980/85 e 1985/95, com retrocesso em Goiás e principalmente em Minas Gerais (ver Figuras 26, 27, 28 e 29).

Figura 26

Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado de Mato Grosso de 1980 a 1995

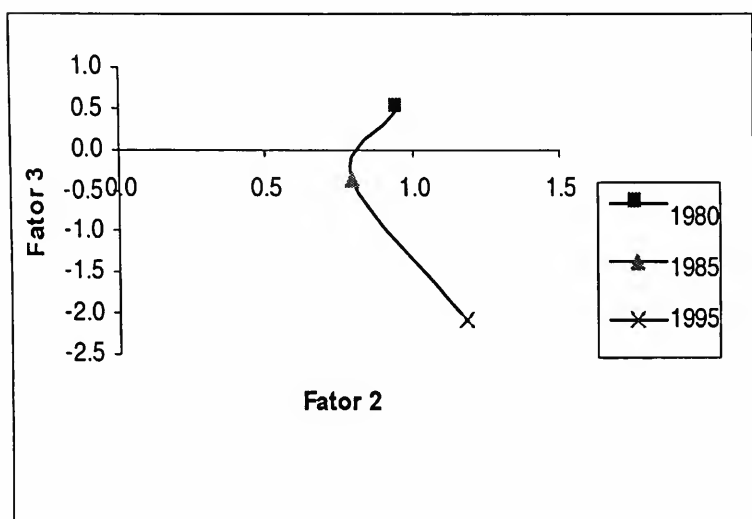


Figura 27

Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado de Mato Grosso do Sul de 1975 a 1995

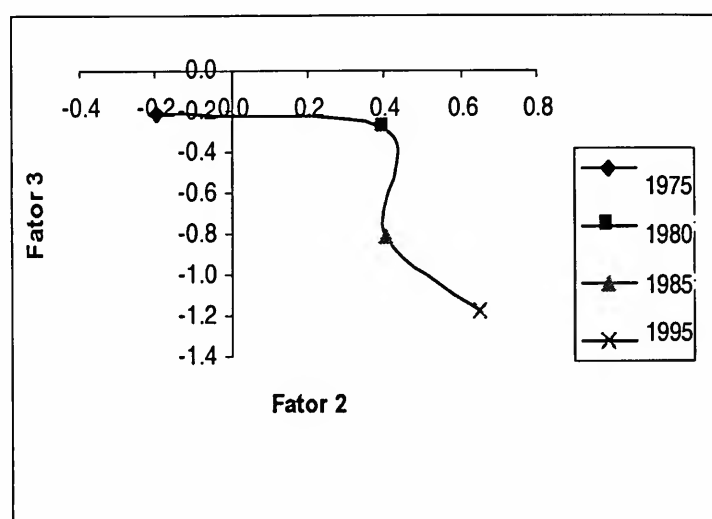


Figura 28

Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado de Goiás de 1975 a 1995

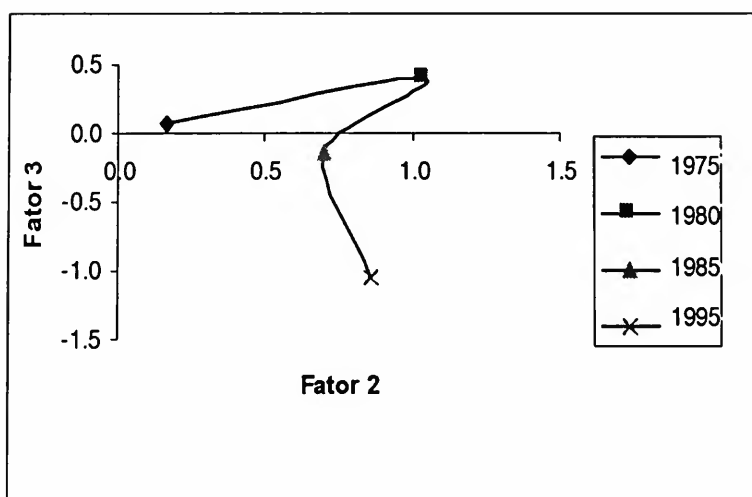
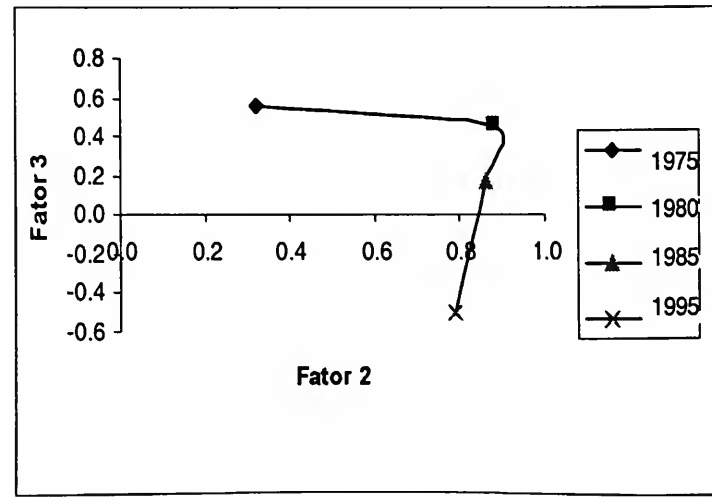


Figura 29

Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado de Minas Gerais de 1975 a 1995



Devido ao fato de a maior expansão da soja na Região Nordeste ocorrer a partir de 1985, o comportamento dos Fatores 2 e 3 dá-se no sentido oposto apenas para o período 1985 a 1995. O grande aumento da modernização ocorre apesar de ser recente a expansão da soja para essa região. Isto porque a cultura da soja já se desenvolveu com grande utilização de tecnologia. O período em que ocorre a maior expansão da cultura da soja nesta região é o mesmo período marcado pela redução dos recursos governamentais destinados à agricultura como um todo.

Figura 30
Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado da Bahia de 1975 a 1995

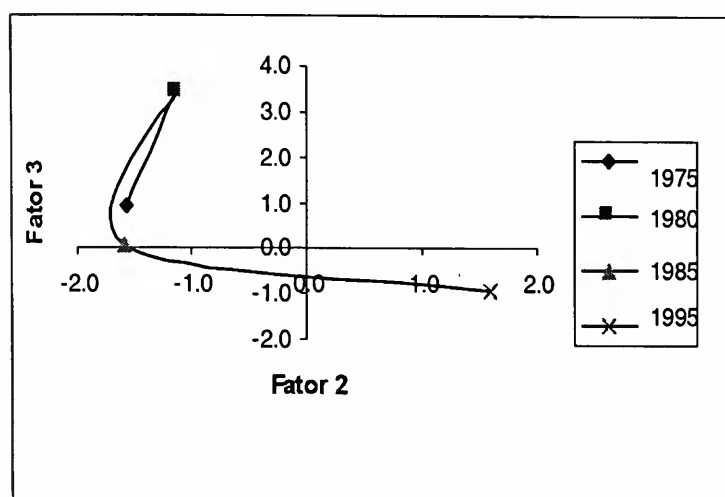
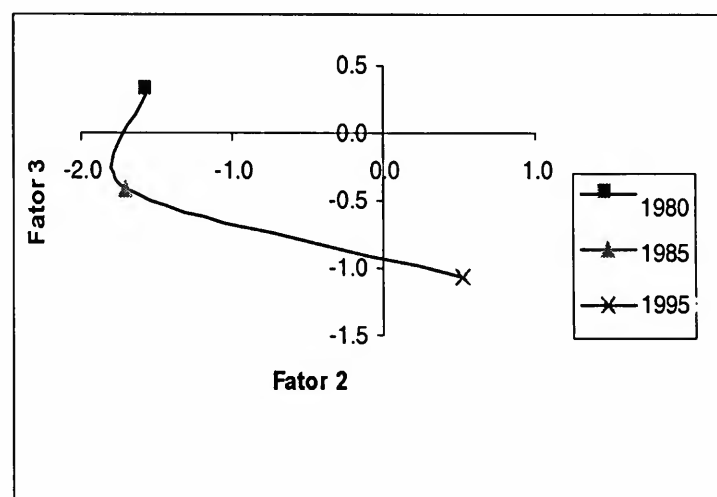


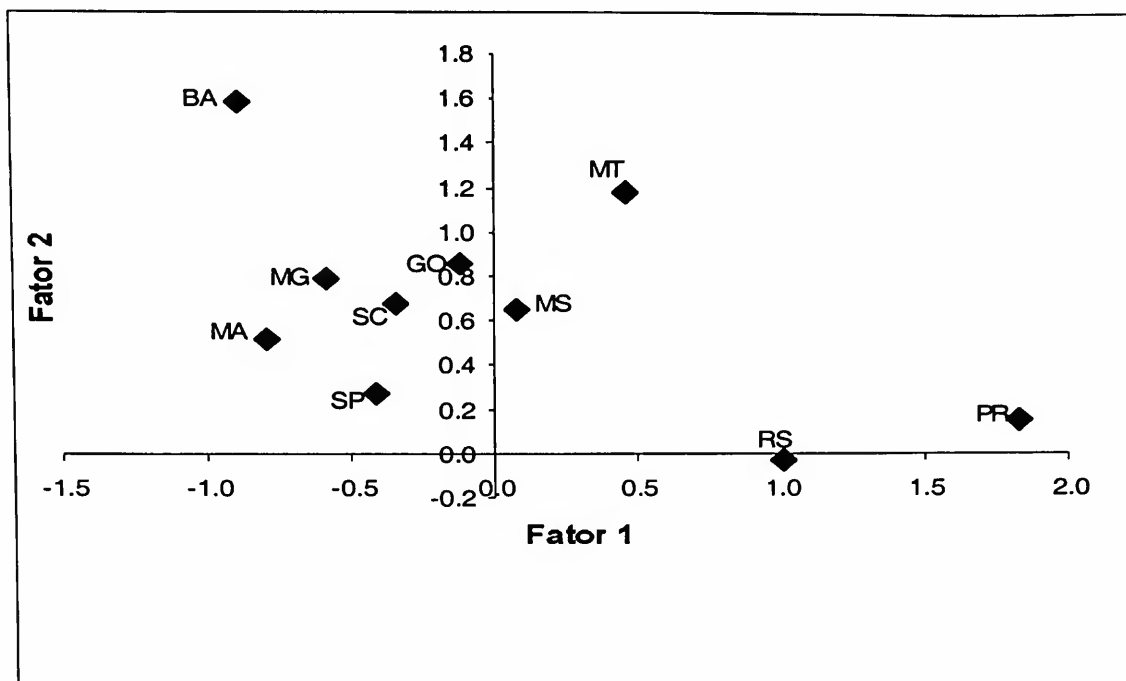
Figura 31
Evolução do Fator 2 e Fator 3 para o Estado do Maranhão de 1980 a 1995



Confirmando os resultados constatados nas Figuras 22 a 31, tem-se que as correlações entre as variações do crédito oficial por hectare e as variações na produtividade da soja para os períodos de 1975/80, 1980/85 e 1985/95 são, respectivamente, 0,397, 0,166 e -0,167. Esses resultados indicam que os acréscimos de produtividade das lavouras de soja estão ocorrendo por fatores outros que não o incremento de crédito oficial. Entre esses outros fatores pode-se citar a adaptação da tecnologia disponível às diferentes condições edafoclimáticas das regiões sojicultoras.

Para comparar os indicadores atuais referentes à lavoura da soja entre as regiões de cultivo consideraram-se os valores do Fator 1 e Fator 2, que representam a maior parte da variância total dos indicadores para o ano de 1995 (ver Figura 32). Pode-se observar que os estados que fazem parte de cada região de cultivo desta oleaginosa também apresentam níveis de modernização desiguais.

Figura 32
Desempenho da Lavoura da Soja entre os Estados Brasileiros em 1995



No quadrante que exhibe os valores positivos para F1 e F2 concentram-se os principais estados produtores de soja do Brasil. Observa-se que tanto a importância da lavoura e da capacidade de processamento da soja quanto o nível de modernização tecnológica vinculado ao tamanho da lavoura e participação das indústrias na comercialização da soja são elevados. Destacam-se neste grupo os Estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, que mostram um grau relativamente elevado de modernização da cultura, mesmo não apresentando valores elevados de F1. O Estado do Rio Grande do Sul, apesar de apresentar um bom desempenho na evolução do F2 no período analisado, não obteve valores positivos para F2 (-0,026).

Os demais estados produtores de soja encontram-se no quadrante com valores positivos para F2 e negativos para F1, ou seja, a lavoura da soja possui níveis satisfatórios de modernização tecnológica, apesar da baixa concentração da lavoura e da capacidade instalada de processamento da soja. Essas características são mais acentuadas na Bahia e o Maranhão, estados em que a expansão da cultura da soja ocorreu mais recentemente e com grande utilização de tecnologia, e também o Estado de Minas Gerais.

Percebe-se que os estados da Região Tradicional (exceção de Santa Catarina) são os que apresentam os menores níveis de modernização ante os demais estados, apesar da evolução positiva do F2 para os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina entre 1975 e 1995. Isto pode ser explicado pela menor intensidade no uso de insumos modernos e principalmente

pela menor produtividade em relação à Região Centro-Oeste. Em parte, isto se deve às diferentes condições edafo-climáticas dessas regiões.

Em síntese, ao analisar todos os estados pertencentes às regiões de cultivo da soja, constata-se que os níveis de modernização tecnológica das lavouras da soja são diferentes. Isto, sem dúvida, se associa às diferentes condições edafo-climáticas, disponibilidade de terras e infra-estrutura dos estados.

5 Conclusões

A análise fatorial confirmou a evolução distinta da lavoura da soja e de seu processamento industrial nas regiões analisadas no período de 1975 a 1995. A Região Tradicional, mesmo apresentando redução da concentração da lavoura de soja e da capacidade de processamento, em consequência da expansão destas atividades para as regiões dos cerrados é, ainda em 1995, a que apresentou maior concentração da cultura e processamento da soja, com destaque para os Estados do Rio Grande do Sul e do Paraná. No entanto, essa região continuou se modernizando, ou seja, utilizando recursos que propiciassem melhor desempenho da cultura da soja.

A Região que compreende o Centro-Oeste e Minas Gerais mostrou que a concentração da lavoura e da capacidade de processamento da soja se deu, principalmente entre 1980 e 1995, em razão da grande expansão da lavoura de soja ocorrida na década de 80, seguida da instalação do parque processador da soja. Essa região é a que apresentou os níveis mais altos de modernização, ocorrendo de forma mais intensa no período de 1975 a 1980.

A cultura da soja na Região Nordeste, que se expandiu mais recentemente, apresentou altos níveis de modernização para o ano de 1995.

Um resultado muito interessante da pesquisa foi que a intensidade de crédito por área de soja não esteve associada com a modernização da lavoura de soja, nem mesmo na década de 70, período que houve maior quantidade de recursos governamentais destinados ao financiamento agrícola. Pode-se pois concluir que o aumento do rendimento médio da soja foi obtido por outros fatores, podendo-se citar o desenvolvimento de pesquisas que permitiu a expansão da cultura da soja por meio de tecnologia direcionada às várias regiões.¹⁴

14 Ver: Souza (1990), Roessing e Guedes (1993) e Paula e Favaret Filho (1998).

O exposto acima e o conhecimento das disparidades no processo de evolução da lavoura da soja entre as regiões cultivadoras são informações importantes para estabelecer políticas diferenciadas visando aumentar sua produtividade, reduzir custos e melhorar a qualidade do produto ofertado. Isto torna os produtores, de determinado estado, competitivos e contribui também para elevar a renda média dos sojicultores.

Dentre tais políticas podem ser citadas a de pesquisa agropecuária e a política tributária. A primeira, buscando determinar tecnologia adequada às condições edafo-climáticas de cada estado. A segunda, para reduzir o custo de insumos (fertilizantes e defensivos) onde estes são mais requisitados e onde têm maior custo (de produção e/ou transporte).

No que se refere à redução do custo do fertilizante, cabem algumas considerações. Como os solos brasileiros apresentam, em várias regiões, baixa fertilidade, torna-se praticamente impossível produzir em níveis comerciais sem a utilização de fertilizantes. O cultivo da soja entre os estados brasileiros apresenta várias diferenças conforme as regiões estudadas. É de se esperar que a necessidade de uso de fertilizantes nos diferentes estados também não seja totalmente homogêneo, alterando, portanto, sua participação na estrutura de custo de produção.

Em vista disso, a isenção parcial do ICMS no fertilizante proporcionaria a redução no preço dos fertilizantes para os produtores (partindo da suposição que as indústrias repassariam para os produtores a redução do preço dos fertilizantes obtida com a redução da alíquota de ICMS neste produto). Neste sentido, os benefícios para os produtores seriam a redução do custo de produção, possibilitando-lhes maior uso deste insumo e, conseqüentemente, a obtenção de níveis mais elevados de produtividade.¹⁵

Referências bibliográficas

Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. *Capacidade instalada de processamento de oleaginosas*. Disponível em: <http://www.abiove.com.br> (jan. 2000).

_____. *Balanço de oferta/demanda de soja e derivados*. Disponível em: <http://www.abiove.com.br> (mai. 2001).

Anuário Estatístico do Brasil. Vários números.

15 Este é um tema que merece maior discussão e aprofundamento, possibilitando o desenvolvimento de outros trabalhos.

Anuário Estatístico do Crédito Rural. 1995.

Barros, G. S. C.; Araújo, P. F. C. *A política de crédito rural no Brasil: perspectivas para os anos 90*. Relatório de Resultados n. 11. Piracicaba (SP): CEPEA/FEALQ, 1991. 17p.

Censo Agropecuário do Brasil - 1975, 1980, 1985 e 1995. Rio de Janeiro (para os estados do RS, SC, PR, SP, MT, MS, GO, MG, BA e MA).

Crédito Rural. *Dados Estatísticos*, 1975, 1980 e 1985.

Figueiredo, N. M. S. *Modernização, distribuição da renda, e pobreza na agricultura brasileira, 1975, 1980, 1985*. 1996. 248p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de São Paulo, Piracicaba.

Gomes, M. F. M. *Efeitos da expansão da produção de soja em duas regiões do Brasil*. 1990. 105p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

Hoffmann, R. A dinâmica da modernização da agricultura em 157 microrregiões homogêneas do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 30, n. 4, p. 271-290, out./dez. 1992.

_____ *Componentes principais e análise fatorial*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1999. 40p. (Série didática, n. 90).

Hoffmann, R.; Kageyama, A. Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 15, n. 1, p. 171-208, abr. 1985.

Hoffmann, R.; Kassouf, A. L. Modernização e desigualdade na agricultura brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 43, n. 2, p. 273-303, abr./jun. 1989.

Kageyama, A., Silveira, J. M. J. Agricultura e questão regional. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 35, n. 2, p. 59-89, abr./jun. 1997.

Lazzarini, S. G., Nunes, R. *Competitividade do sistema agro-industrial da soja*. São Paulo: IPEA/PENSA, nov. 1997.

Levantamento Sistemático da Produção. *Área, produção e produtividade da soja na safra 1998-99*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> (jun. 2000).

Llanillo, R. F. *Caracterização da estrutura de produção agropecuária do Estado do Paraná*. 1984. 177p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de São Paulo, Piracicaba.

- Meyer, L. F. F.; Braga, M. J. O crescimento das desigualdades tecnológicas na agricultura mineira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 36, n. 2, p. 59-89, abr./jun. 1998.
- Nuevo, P. A. S. *A cédula do produto rural (CPR) como alternativa para financiamento da produção agropecuária*. 1996. 109p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Paula, S. R., Favaret Filho, P. Panorama do complexo soja. *BNDES Setorial*, Rio de Janeiro, n. 8, p. 119-152, set. 1998.
- Rizzi, A. T., Paula, N. M. *Indústria agroalimentar e estratégias competitivas recentes: o caso da indústria da soja*. Curitiba: UFPR, 1996, 30p. (Síntese do relatório final do projeto de pesquisa "Reestruturação da Indústria Agroalimentar no Brasil e Inserção no Mercado Internacional: uma análise do complexo soja").
- Santos, A. B. *Evolução diferenciada entre os estados brasileiros do cultivo e do processamento industrial da soja - período de 1970 a 1999*. 2000. 98p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Shikida, P. F. A. *A evolução diferenciada da agroindústria canavieira no Brasil de 1975 a 1995*. 1997. 191p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Shirota, R. *Crédito rural no Brasil: subsídios, distribuição e fatores associados à oferta*. 1988. 229p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Souza, I. S. F. Condicionantes da modernização da soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 28, n. 2, p. 175-212, abr./jun. 1990.
- Williams, G. W., Thompson, R. L. A indústria de soja no Brasil: estrutura econômica e políticas de intervenção do governo no mercado. *Coleção Análise e Pesquisa*, v. 34, p. 11-33, abr. 1988.

Apêndice

Tabela 1.A
Área Colhida, Produção e Produtividade da Lavoura de Soja
nos Principais Estados Produtores

U.F.	Área(hectares)				Produção(toneladas)				Produtividade(kg/ha)			
	1970	1979	1989	1999	1970	1979	1989	1999	1970	1979	1989	1999
RS	871.202	4.031.826	3.669.457	3.045.072	976.807	3.629.926	6.296.331	4.443.999	1.121	0.900	1.716	1.459
SC	65.956	475.385	436.435	220.105	52.998	425.111	660.567	471.619	0.804	0.894	1.514	2.143
PR	304.211	2.340.460	2.402.000	2.760.000	368.006	4.000.000	5.060.000	7.730.000	1.210	1.709	2.107	2.801
SP	62.152	535.800	592.500	560.500	90.086	848.500	1.350.000	1.421.000	1.449	1.584	2.278	2.535
MT		19.130	1.703.649	2.631.804		26.503	3.795.435	7.469.378		1.385	2.228	2.838
MS	5.809	579.918	1.298.400	1.073.760	8.995	826.705	2.850.266	2.799.117	1.548	1.426	2.195	2.607
GO	7.884	152.650	1.048.307	1.333.646	9.817	282.402	2.156.368	3.420.653	1.245	1.850	2.057	2.565
MG	1.579	117.149	586.941	575.337	1.806	195.042	1.168.991	1.339.224	1.144	1.665	1.992	2.328
BA	16	1.910	385.732	580.000	25	2.815	580.663	1.150.000	1.563	1.474	1.505	1.983
MA		15	22.487	166.916		30	38.663	409.012		2.000	1.719	2.450

Fonte: 1970, 1979 e 1989, *Anuário Estatístico do Brasil*;
 1999: Levantamento Sistemático da Produção Agrícola.

Uma discussão sobre uniões monetárias*

Carlos Eduardo Soares Gonçalves[§]

RESUMO

O estudo sobre uniões monetárias, seus custos e vantagens tornou-se ainda mais relevante com o advento da abrangente União Monetária Européia. Este trabalho provê uma ampla resenha da literatura econômica a respeito deste tema. Vários artigos, tanto empíricos como teóricos, são comentados e relacionados entre si. Deliberada ênfase é dada aos desenvolvimentos relativos às duas últimas décadas de pesquisa acadêmica.

Palavras-chave: uniões monetárias, regimes cambiais, critérios ótimos.

ABSTRACT

The study of monetary unions has been rendered even more relevant following the recent establishment of the broad European Monetary Union. This article surveys and discusses an ample economic literature regarding this line of research. A bunch of contributions, both empirical and theoretical, are revised and linked in a consistent fashion. Deliberate emphasis is given to the last two decades of academic research.

Key words: monetary unions, exchanges regimes, optimal criteria.

JEL classification: F33, F42.

* O autor agradece a Mauro Rodrigues por importantes comentários e à CAPES por suporte financeiro.

§ Doutorando em economia na Universidade de São Paulo, email:dudurj@hotmail.com.

Recebido em dezembro de 2001. Aceito em fevereiro de 2002.

1 Introdução

Desde meados dos anos 60 vários economistas passaram a se dedicar ao estudo das chamadas áreas monetárias ótimas. Tal linha de pesquisa tornou-se ainda mais relevante após o surgimento de uma união monetária de amplas dimensões na Europa, com o lançamento do **euro** em 1999. Vale dizer que uniões monetárias de menores proporções não são experiências de política econômica muito recentes. Podemos citar, a título de exemplo, a conhecida Zona do Franco nas ex-colônias francesas na África e a chamada Área da Libra Esterlina.¹ Sem embargo, sua inserção em um contexto tão extenso e heterogêneo, como é o caso da recente União Monetária Européia (UME), constitui-se em um evento de grande importância político-econômica, em nível mundial, no que tange à escolha sobre regimes cambiais e monetários ótimos.

Resumidamente, o propósito do corrente trabalho é comentar e relacionar, de forma objetiva e consistente, as diversas questões teóricas e empíricas incorporadas em um elevado número contribuições acadêmicas que surgiram no âmbito desta literatura nos últimos 40 anos. Maior atenção, no entanto, é atribuída às duas últimas décadas de pesquisa do referido tema. Uma boa referência para a parte mais antiga desta literatura pode ser encontrada em Ishiyama (1975).

A organização da resenha apresenta a seguinte estrutura: a seção 2 revisa as primeiras contribuições em relação ao tema, caracterizadas pela denominada abordagem dos “critérios ótimos”; a seção 3 abandona a ênfase em critérios específicos e centra-se em uma análise custo-benefício iniciada no final dos anos 70 com o famoso debate regras *versus* discricção; a seção 4 trata das várias questões de política fiscal em uniões monetárias, ficando as evidências empíricas para a seção 5. Finalmente, o artigo é concluído com breves comentários na seção 6.

2 A abordagem tradicional: primeiras contribuições

Robert Mundell (1961) é reconhecidamente o primeiro economista que se propõe, de forma mais incisiva e criteriosa, a estudar a possibilidade do uso compartilhado de uma única moeda por diferentes países. Mundell propõe uma divisão do mundo em o que ele denominou de “áreas monetárias ótimas”, e exemplifica seu raciocínio assumindo a existência de três distintas regiões hipotéticas: *A*, *B* e o Mundo. Supondo um deslocamento da demanda mundial

1 As quais, entretanto, eram obviamente de caráter muito mais político que econômico.

do produto da região *A* para o da região *B*, este autor argumenta que - caso tais regiões estejam sob a égide de uma mesma autoridade monetária - uma tentativa de amenizar o déficit e desemprego em *A*, via políticas monetárias expansionistas, levaria, inevitavelmente, a um crescimento da pressão inflacionária em *B*. Em outras palavras, *A* e *B* não comporiam uma “área monetária ótima”

Mundell propõe então um critério específico para delimitar as fronteiras de uma área monetária ótima, que se baseia, fundamentalmente, no grau de mobilidade do fator trabalho. Segundo ele, caso haja plena mobilidade deste fator, um choque adverso que afetasse a demanda pelo produto da região *A* induziria os trabalhadores desta região a migrarem para *B*, atenuando o desemprego e déficit em *A*, e a inflação e o superávit em *B*. Não haveria, pois, a necessidade de alteração dos termos de troca entre estas regiões via desvalorização cambial, *A* e *B* constituindo uma área monetária ótima. Já no caso de impedimentos à plena mobilidade do trabalho, uma desvalorização da moeda de *A*, com conseqüente valorização da de *B*, tanto arrefeceria as pressões inflacionárias nesta como estimularia a atividade econômica naquela região.

A crítica comumente feita ao critério mundelliano decorre da pouca utilidade prática do mesmo. Kenen (1969), por exemplo, chama a atenção para o fato de haver pouca mobilidade do fator trabalho devido à presença de diversas heterogeneidades culturais e econômicas entre os países. Ele lembra também que a intensidade fatorial capital/trabalho inerente ao processo produtivo da região *A* deve, muito provavelmente, ser distinta da intensidade empregada na produção do bem da região *B*. Assim, mesmo não havendo barreiras de outras naturezas ao deslocamento da mão-de-obra (língua, custos fixos de instalação etc.), a plena mobilidade do trabalho entre regiões não seria suficiente para dar fim aos desequilíbrios originados por um choque assimétrico inicial.

O próprio Mundell reconhece a fragilidade de seu argumento ao afirmar que o número de moedas independentes de acordo com seu critério seria demasiadamente elevado pelo fato de a plena mobilidade do trabalho restringir-se a regiões físicas muito delimitadas.

Ingram (1973) levanta a importância da livre mobilidade dos fluxos de capitais para o bom funcionamento de uma suposta união monetária. Segundo ele, tais fluxos possibilitariam o endividamento em mercados internacionais dos países membros em períodos de dificuldades de balanço de pagamentos, compromissos estes que seriam honrados em momentos de superávit externo sem a necessidade de ajustes nos preços relativos e nos padrões de consumo. Na sua visão, o estabelecimento de uma moeda única seria providente em estimular tais fluxos de empréstimo, tornando a união monetária, em termos *ex-post*, ainda mais

1 Introdução

Desde meados dos anos 60 vários economistas passaram a se dedicar ao estudo das chamadas áreas monetárias ótimas. Tal linha de pesquisa tornou-se ainda mais relevante após o surgimento de uma união monetária de amplas dimensões na Europa, com o lançamento do euro em 1999. Vale dizer que uniões monetárias de menores proporções não são experiências de política econômica muito recentes. Podemos citar, a título de exemplo, a conhecida Zona do Franco nas ex-colônias francesas na África e a chamada Área da Libra Esterlina.¹ Sem embargo, sua inserção em um contexto tão extenso e heterogêneo, como é o caso da recente União Monetária Européia (UME), constitui-se em um evento de grande importância político-econômica, em nível mundial, no que tange à escolha sobre regimes cambiais e monetários ótimos.

Resumidamente, o propósito do corrente trabalho é comentar e relacionar, de forma objetiva e consistente, as diversas questões teóricas e empíricas incorporadas em um elevado número contribuições acadêmicas que surgiram no âmbito desta literatura nos últimos 40 anos. Maior atenção, no entanto, é atribuída às duas últimas décadas de pesquisa do referido tema. Uma boa referência para a parte mais antiga desta literatura pode ser encontrada em Ishiyama (1975).

A organização da resenha apresenta a seguinte estrutura: a seção 2 revisa as primeiras contribuições em relação ao tema, caracterizadas pela denominada abordagem dos “critérios ótimos”; a seção 3 abandona a ênfase em critérios específicos e centra-se em uma análise custo-benefício iniciada no final dos anos 70 com o famoso debate regras *versus* discricção; a seção 4 trata das várias questões de política fiscal em uniões monetárias, ficando as evidências empíricas para a seção 5. Finalmente, o artigo é concluído com breves comentários na seção 6.

2 A abordagem tradicional: primeiras contribuições

Robert Mundell (1961) é reconhecidamente o primeiro economista que se propõe, de forma mais incisiva e criteriosa, a estudar a possibilidade do uso compartilhado de uma única moeda por diferentes países. Mundell propõe uma divisão do mundo em o que ele denominou de “áreas monetárias ótimas”, e exemplifica seu raciocínio assumindo a existência de três distintas regiões hipotéticas: *A*, *B* e o Mundo. Supondo um deslocamento da demanda mundial

1 As quais, entretanto, eram obviamente de caráter muito mais político que econômico.

do produto da região *A* para o da região *B*, este autor argumenta que - caso tais regiões estejam sob a égide de uma mesma autoridade monetária - uma tentativa de amenizar o déficit e desemprego em *A*, via políticas monetárias expansionistas, levaria, inevitavelmente, a um crescimento da pressão inflacionária em *B*. Em outras palavras, *A* e *B* não comporiam uma “área monetária ótima”

Mundell propõe então um critério específico para delimitar as fronteiras de uma área monetária ótima, que se baseia, fundamentalmente, no grau de mobilidade do fator trabalho. Segundo ele, caso haja plena mobilidade deste fator, um choque adverso que afetasse a demanda pelo produto da região *A* induziria os trabalhadores desta região a migrarem para *B*, atenuando o desemprego e déficit em *A*, e a inflação e o superávit em *B*. Não haveria, pois, a necessidade de alteração dos termos de troca entre estas regiões via desvalorização cambial, *A* e *B* constituindo uma área monetária ótima. Já no caso de impedimentos à plena mobilidade do trabalho, uma desvalorização da moeda de *A*, com conseqüente valorização da de *B*, tanto arrefeceria as pressões inflacionárias nesta como estimularia a atividade econômica naquela região.

A crítica comumente feita ao critério mundelliano decorre da pouca utilidade prática do mesmo. Kenen (1969), por exemplo, chama a atenção para o fato de haver pouca mobilidade do fator trabalho devido à presença de diversas heterogeneidades culturais e econômicas entre os países. Ele lembra também que a intensidade fatorial capital/trabalho inerente ao processo produtivo da região *A* deve, muito provavelmente, ser distinta da intensidade empregada na produção do bem da região *B*. Assim, mesmo não havendo barreiras de outras naturezas ao deslocamento da mão-de-obra (língua, custos fixos de instalação etc.), a plena mobilidade do trabalho entre regiões não seria suficiente para dar fim aos desequilíbrios originados por um choque assimétrico inicial.

O próprio Mundell reconhece a fragilidade de seu argumento ao afirmar que o número de moedas independentes de acordo com seu critério seria demasiadamente elevado pelo fato de a plena mobilidade do trabalho restringir-se a regiões físicas muito delimitadas.

Ingram (1973) levanta a importância da livre mobilidade dos fluxos de capitais para o bom funcionamento de uma suposta união monetária. Segundo ele, tais fluxos possibilitariam o endividamento em mercados internacionais dos países membros em períodos de dificuldades de balanço de pagamentos, compromissos estes que seriam honrados em momentos de superávit externo sem a necessidade de ajustes nos preços relativos e nos padrões de consumo. Na sua visão, o estabelecimento de uma moeda única seria providente em estimular tais fluxos de empréstimo, tornando a união monetária, em termos *ex-post*, ainda mais

desejável. Esta visão é, entretanto, criticada por Ishiyama (1975) e Corden (1994). Estes autores argumentam que caso o choque que perturba o equilíbrio externo de uma economia seja de caráter permanente, a solução via endividamento não será mais factível, e uma desvalorização cambial, alterando preços relativos e diminuindo a renda real do país, será a única solução de longo prazo consistente.

Uma diferente abordagem para a determinação das fronteiras de uma área monetária ótima é oferecida por McKinnon (1963). O objetivo principal deste artigo é construir um critério para a adoção de taxas fixas de câmbio que resulte em elevada estabilidade de preços sem grandes prejuízos em termos de perda de produto. O critério por ele escolhido é o de tamanho relativo entre o setor de bens comercializáveis *vis-à-vis* o de não-comercializáveis. Quanto maior esta relação, segue McKinnon, maior a desejabilidade de se ingressar em uma união monetária com taxas fixas de câmbio. A lógica do argumento é simples: quanto maior o setor de comercializáveis, mais danosas as influências de oscilações na taxa nominal de câmbio sobre a taxa de inflação doméstica. Além deste prejudicial efeito inflacionário, a alteração no câmbio nominal seria inócua em resolver possíveis desequilíbrios externos, pois como grande parte dos preços domésticos refere-se a itens comercializáveis, uma desvalorização nominal seria seguida de uma elevação do nível geral de preços domésticos, que terminaria anulando os ganhos do câmbio em termos reais. De maneira oposta, economias maiores e com um setor de não-comercializáveis significativo, uma desvalorização nominal seria eficiente em alterar preços relativos (câmbio real) e não causaria pressões inflacionárias expressivas. Assim, segundo McKinnon, economias maiores e mais diversificadas apresentariam potenciais ganhos em um regime de livre flutuação, enquanto que economias menores (setor de comercializáveis grande) se beneficiariam ao fixar sua taxa nominal de câmbio à de outro país.

Corden (1972) atenta para a não-generalidade do critério de grau de abertura proposto por McKinnon, enfatizando que este deixaria de ser válido caso a origem dos choques que afetam a pequena economia em questão fosse genuinamente externa. Neste caso, a taxa fixa de câmbio agiria de modo perverso ao “importar” a instabilidade externa. Em outro artigo clássico nesta literatura, Kenen (1969) propõe um critério diferente daqueles sugeridos por Mundell (1961) e McKinnon (1963). A intuição básica deste artigo é que economias bastante diversificadas em termos de produção de bens finais podem tolerar, menos custosamente, um regime de taxas fixas de câmbio. Isto porque choques externos que afetem negativamente algumas de suas indústrias tendem a ser compensados por choques positivos incidentes sobre outras, implicando que o setor exportador como um todo não deve apresentar variações relevantes de receita cambial.

A garantia do equilíbrio externo (balanço de pagamentos), admite Kenen, não é suficiente para garantir a manutenção do equilíbrio interno (nível de emprego) pois, dada a própria diferenciação na produção dos bens finais, o setor positivamente afetado não terá condições (devido às diferenças tecnológicas entre estes) de absorver os trabalhadores ociosos do setor adversamente atingido.

Note-se que o critério proposto por Kenen leva a conclusões diametralmente opostas às sugeridas pelo critério de McKinnon. A explicação é simples: enquanto aquele examina o problema sob a ótica de choques externos, este o faz sob a da ocorrência de choques internos.

Corden (1994), entretanto, não interpreta como conflitantes os resultados obtidos por esses autores. Sua conclusão é de que taxas de câmbio flutuantes, embora sejam um instrumento efetivo em economias maiores e mais diversificadas (McKinnon), são nestas pouco necessárias (Kenen). Simetricamente, economias pequenas e pouco diversificadas, embora necessitem do instrumento cambial para combater choques no balanço de pagamentos (Kenen), não podem empregá-lo eficientemente devido à concomitante elevação dos preços domésticos que se segue a uma desvalorização do câmbio nominal (McKinnon).

O ponto central de um outro artigo clássico nesta literatura (Fleming, 1971) é distinto e complementar aos previamente citados. Este autor defende que, para que os custos de uma eventual união monetária não sejam proibitivos, é fundamental que as taxas de inflação dos países membros apresentem, continuamente, trajetórias similares. Em outras palavras, caso as taxas de inflação dos diversos países sejam bastante similares, não ocorrerão desestabilizadoras alterações de câmbio real, tornando desnecessários eventuais realinhamentos nas paridades nominais dentro do grupo.

Como se pode notar, grande parte da abordagem tradicional acima descrita e comentada baseia-se na elaboração e proposição de diferentes critérios, normalmente independentes e isolados, que têm por finalidade responder a essencial pergunta acerca das condições econômicas que devem estar presentes nos países que cogitam unir-se em uma área monetária comum. Entretanto, é hoje consenso entre os economistas da área que este tipo de abordagem é metodologicamente incompleta e ineficiente. Assim, com o passar do tempo, esta tônica inicial na “abordagem de critérios” tem sido gradualmente substituída por uma discussão mais abrangente e geral, fundamentada em uma análise de custo-benefício ao estilo do dilema de política econômica do *fix versus flex* que permeia o debate sobre a escolha de regimes cambiais ótimos.

3 Uma análise de custos e benefícios

A presente seção baseia-se na discussão a respeito dos custos e benefícios inerentes aos sistemas de câmbio fixo e flutuante. Grande ênfase é dada a esta dicotomia no corrente trabalho, dado que a opção por aderir a uma união monetária é, em realidade, decidir por um rígido e crível sistema de taxas fixas de câmbio.

3.1 Friedman e a defesa da livre flutuação

O primeiro artigo a tratar com maior profundidade a discussão sobre a escolha de regimes cambiais, e com franco apoio ao sistema de taxas flutuantes, é o de Friedman (1953). Este autor analisa as possíveis soluções de política econômica para países que enfrentam dificuldades em seus balanços de pagamentos. Friedman analisa quatro diferentes propostas: controle direto sobre as transações em moeda estrangeira; perda de reservas cambiais pela autoridade monetária; deflação de preços internos e, finalmente; desvalorização da taxa nominal de câmbio.

Os controles são, segundo ele, altamente indesejáveis por interferir diretamente na alocação ótima de recursos, além de se mostrarem provavelmente pouco eficientes e de caráter discricionário.² Quanto às variações de reservas, elas somente serão eficientes quando os choques que atingem o equilíbrio externo forem pequenos e temporários. Além disto, a perda de reservas no esquema do padrão-ouro levaria necessariamente a uma contração monetária com conseqüentes elevações das taxas de juros e perdas de produto e emprego. Finalmente, pelo fato de os preços e salários serem rígidos, ele descarta a terceira opção de ajuste via deflação, atentando para o custo de perda de produto e emprego inerente a esta opção. Resta então o que ele considera ser a melhor opção de ajuste, a flutuação cambial. Vale atentar, no entanto, para uma importante ressalva colocada pelo autor em relação à sua defesa do sistema de taxas livres de câmbio: *"I should perhaps emphasize two points to avoid misunderstanding. First, advocacy of flexible exchange rates is not advocacy of unstable exchange rates. The ultimate objective is a world in which exchange rates, while free to vary, are in fact highly stable, ..."*

2 Dando margem ao aparecimento de corrupção e desperdício de recursos em atividades de *rent-seeking*.

3.2 Regras versus discricção: *fix versus flex*

A partir do início dos anos 80 a defesa do sistema de taxas flutuantes começou a perder força após a incorporação, no escopo da teoria macroeconômica, do problema de inconsistência temporal em regimes discricionários, primeiramente levantado por Kydland e Prescott (1977). Em outro clássico artigo, Barro e Gordon (1983) aplicam a idéia de inconsistência temporal a uma economia onde a autoridade monetária tem por objetivo minimizar uma função perda que incorpora o desvio quadrado da inflação em relação à meta e o desvio quadrado do produto em relação a um valor que é superior ao produto potencial desta economia.³ Assumindo expectativas racionais, os autores demonstram que o produto esperado da economia nunca é, em equilíbrio, superior ao seu valor potencial. A inflação, por sua vez, será sempre superior à meta previamente estabelecida devido ao incentivo marginal da autoridade monetária em elevar o crescimento econômico acima do potencial.⁴ Este incentivo decorre do fato de que a autoridade monetária, ao escolher a inflação que minimiza sua função perda, toma a variável inflação esperada como dada devido à existência de uma estrutura de contratos nominais defasados na economia. Entretanto, dado que os agentes privados entendem perfeitamente o exercício de otimização levado a cabo pela mesma, a expectativa de inflação por eles conjecturada eleva-se, em equilíbrio, a um patamar superior à meta. Surge assim o denominado viés inflacionário das políticas discricionárias e a economia alcança apenas um equilíbrio de *third-best*. Nas palavras de Persson (1988), a tentativa de alcançar o *first-best* acaba afastando a economia de um factível *second-best*.

Em um regime crível de regras, caracterizado por taxas fixas de câmbio e pela perda de discricionabilidade monetária, a existência de um equilíbrio de *commitment* (*second-best*) elimina o chamado viés inflacionário, elevando o bem-estar social. Intuitivamente, isto se deve ao fato da autoridade monetária “jogar” primeiro, fixando crivelmente a taxa de inflação e, conseqüentemente, as expectativas inflacionárias do público. Este arranjo é claramente superior ao anterior, dado que o nível do produto é mais uma vez idêntico ao potencial, mas a inflação é inequivocamente inferior.⁵ Neste momento, um importante *caveat* deve ser

3 Ou por motivos ligados a ciclos eleitorais, ou porque as distorções existentes nesta economia (existência de sindicatos fortes que maximizam o bem-estar de *insiders*, impostos distorcidos etc.) tornam a taxa natural de desemprego mais alta do que o ótimo social.

4 O desejo de criar inflação inesperada pode também ser interpretado como um objetivo explícito de diminuir o valor real da dívida pública, em oposição ao tradicional argumento baseado na existência de uma curva de Phillips de curto prazo.

5 Este resultado não se mantém quando a autoridade monetária, devido a vantagens informacionais, pode exercer um papel estabilizador em uma economia atingida por choques não previstos pelo setor privado quando da fixação dos contratos nominais. Ver Canzoneri (1985).

adicionado à análise. Caso uma economia que apresente uma estrutura de contratos nominais não contingentes à Fischer (1977) seja atingida por choques *ex-ante* não-esperados pelo setor privado, o emprego da política monetária contracíclica pode, sim, vir a desempenhar um papel fundamental na elevação do bem-estar social. Em outras palavras, um resultado Pareto-superior pode ser alcançado ajustando-se a taxa de inflação (variável de escolha do Banco Central) de acordo com a natureza e magnitude do mencionado choque.

Rogoff (1985), em uma clara tentativa de resolver o problema de inconsistência temporal via delegação, demonstra que é ótimo para a própria sociedade que o banqueiro central tenha uma aversão inflacionária superior à da própria sociedade. Este resultado é generalizado por Alesina e Grilli (1992), os quais demonstram que em um sistema de eleições majoritárias o próprio eleitor mediano vota por um banqueiro central mais conservador que ele próprio.

Um argumento geralmente citado em defesa do sistema de taxas fixas é que, como demonstrado por Krugmann (1979), é impossível a manutenção de tal regime a longo prazo caso o governo mantenha uma postura fiscal imprudente, expandindo o crédito doméstico líquido para financiar desequilíbrios do Tesouro. A conclusão, em termos de economia política, é que, para manter o regime cambial vigente, o governo forçosamente realizará o demandado ajuste fiscal. Entretanto, Edwards e Savastano (1999) observam que, na prática, os sistemas de taxas fixas têm falhado freqüentemente na tarefa de impor a disciplina macroeconômica necessária à sua própria manutenção, e o curto período de estabilidade termina quase sempre com bruscas desvalorizações cambiais e volta do processo inflacionário. Em interessante artigo, Tornell e Velasco (1998) constroem um modelo teórico consistente com os achados de Edwards e Savastano. Eles advogam que, não necessariamente, um sistema de taxas fixas induzirá maior austeridade fiscal, o que somente se dará caso o governo valorize mais o futuro que a sociedade. Contrariamente, caso o governo seja menos paciente que a sociedade, um sistema de câmbio fixo induzirá mais gastos presentes. O ajuste se dará mais adiante, via financiamento inflacionário com o rompimento do regime cambial.

Com um enfoque direto do tipo custo-benefício, Frankel (1999) atribui duas importantes vantagens de um regime de taxas fixas de câmbio: (1) redução do risco cambial, com conseqüente aumento no volume de investimentos e comércio; (2) provisão de uma âncora nominal que guie as expectativas inflacionárias da economia. Podemos ainda incluir no item (1) o fim das chamadas desvalorizações competitivas entre países e a menor demanda por proteção tarifária em um ambiente de preços relativos mais estáveis. Os pontos a favor de taxas flutuantes resumem-se na manutenção do uso da política monetária autônoma. Frankel conclui seu artigo afirmando que não existe um modelo ótimo para todas as nações, e que a escolha do regime cambial depende crucialmente das características dos choques que mais freqüentemente atingem a economia. Caso estes sejam eminentemente externos, a opção pela flutuação cambial como principal mecanismo amortecedor, juntamente com o uso da política

monetária contracíclica, parece-lhe mais interessante. Já caso os choques sejam de origem interna, a melhor opção passaria a ser a de “atar” as mãos da autoridade monetária em um regime crível de taxas fixas, retirando seu poder de exercer políticas discricionárias.

Dornbusch (2000) minimiza as virtudes da flutuação cambial ao afirmar que, como a maioria dos choques externos que atingem uma pequena economia aberta são de caráter temporário, a melhor solução, em termos de maximização intertemporal, seria via emissão de dívida mercados de capitais e não ajuste de preços relativos. Na eventualidade de uma restrição de crédito, sua sugestão é que se diminua a absorção interna. Ainda neste artigo Dornbusch também critica o uso de “sustos” de desvalorização (ou desvalorizações não esperadas) como instrumento de promoção de maior crescimento econômico. Isto porque seu efeito “benéfico” de redução do custo real da mão-de-obra será de curta duração, mantendo-se tão-somente enquanto os salários nominais estiverem rígidos pela estrutura de contratos. O custo de recorrer-se a este expediente é, entretanto, alto e permanente pois, além de gerar o já citado viés inflacionário de políticas discricionárias, a livre flutuação resulta em taxas de juros inequivocamente mais altas que as verificadas em um arranjo de dolarização plena, por exemplo. O motivo é simples: introdução do risco cambial (além do soberano) na equação de paridade de juros.

Um importante *caveat* que minimiza a mais importante das alegadas vantagens dos regimes de taxas flutuantes está relacionado ao aparente descolamento da taxa nominal de câmbio dos chamados fundamentos econômicos. Dado que pouco das oscilações do câmbio nominal pode ser explicado por mudanças de fundamentos (Meese e Rogoff, 1983), alguns autores defendem que o câmbio, ao invés de exercer a função benigna de absorvedor de choques externos, pode transformar-se, na prática, em instrumento magnificador dos mesmos.

Alesina e Barro (2000a) também defendem a adoção de regras (via dolarização) como meio de conter o viés inflacionário. Acrescentam ainda que a dolarização plena, devido a seu elevado custo de “reversão”, é o melhor e mais crível arranjo de taxas fixas de câmbio. Com respeito às características de um país que se beneficiaria sobremaneira de uma união monetária, os autores enumeram: (1) histórico de elevada inflação (em relação à moeda âncora); (2) alto volume de transações internacionais, particularmente com o país âncora; (3) ciclos de produto que apresentem elevada correlação com os do país âncora e; (4) termos de troca com o país âncora relativamente estáveis.⁶ Estes pontos são formalmente modelados em Alesina e Grilli (1992) e em Alesina e Barro (2000b).

6 Porque ao fixar a taxa de câmbio nominal o país “cliente”, na verdade, importa a inflação do país âncora mais a variação da taxa real de câmbio. Apenas assumindo-se a PPP absoluta é que a inflação interna iguala-se à externa.

3.3 Uniões monetárias

Os custos e benefícios que se verificam nas economias dos países que decidem tomar parte em uma união monetária são muito semelhantes aos da dolarização plena discutidos na seção prévia. Assim, o debate sobre vantagens e desvantagens na adoção de uma moeda única se assemelha, em vários aspectos, à controversa discussão do *fix versus flex*.

Obstfeld e Rogoff (1996, p. 632-34), por exemplo, citam as seguintes vantagens econômicas de uma eventual união monetária: (1) redução dos custos (cambiais) de transação; (2) maior previsibilidade de preços relativos; (3) isolar o câmbio real de desnecessárias oscilações provenientes de bolhas e outros eventos descolados de fundamentos econômicos e, finalmente; (4) menor demanda por proteções tarifárias que resultam de apreciações do câmbio real. Como desvantagens, eles citam a perda de autonomia monetária e do uso do instrumento inflacionário com o objetivo de diminuir o estoque real de dívida pública. Note-se a quase redundância com os pontos já debatidos na seção anterior.

É importante ressaltar que, como colocam Corden (1994) e Bean (1992), só existirão custos em aderir-se a uma união monetária caso se acredite que o instrumento cambial possa, efetivamente, ser empregado para modificar os níveis de emprego e produto na economia (dadas as evidências de pouca mobilidade do fator trabalho). Fundamental para isto é que exista algum grau de rigidez de preços e salários nominais, pois, caso contrário, não há custos óbvios em abrir-se mão do uso do instrumento cambial. Ainda assim, mesmo que estejam presentes na economia tais tipos de rigidez, por que não se combater as causas estruturais das mesmas ao invés de conviver-se com o viés inflacionário em um regime de taxas flutuantes?

Alesina e Grilli (1992) e Alesina e Wacziarg (1999), modelando formalmente esta discussão, mostram que uma autoridade monetária que minimiza os desvios quadrados da inflação e do produto (em relação a um valor superior ao potencial) desejará ingressar em uma união monetária caso: (1) a correlação dos choques de oferta com a união seja elevada e; (2) o banco central da união seja mais avesso à inflação que o banco central do próprio país. Os autores apresentam evidências empíricas de que países como Portugal, Irlanda e Itália, que possuem baixa correlação de choques (em relação à economia alemã) e, portanto, um elevado custo em abrir mão de sua política monetária autônoma, são também os que apresentam pior histórico inflacionário, sendo, assim, justamente os que mais se beneficiariam da maior credibilidade antiinflacionária do novo BCE. Difícil parece-lhes justificar, com base em seu próprio modelo, a opção alemã de aderir ao euro, já que o mais claro benefício (de minimização do viés inflacionário) de que desfrutam aqueles países não se aplica a esta economia.⁷

7 Segundo eles, outros fatores de ordem político-estratégica podem justificar a adesão daquele país. Além disto, como o estatuto do BCE muito se assemelha ao do Bundesbank, é possível que a perda de credibilidade de política monetária seja bastante reduzida.

4 Política fiscal e dívida pública

Ao abdicar do uso do instrumento monetário, delegando seu manejo a um banco central comum, deveriam os países que se submetem a este arranjo também abrir mão de suas políticas fiscais soberanas? A questão fiscal em uniões monetárias é, atualmente, fonte de grande controvérsia teórica e prática entre economistas e *policymakers*.

O tema fiscal pode, na verdade, ser dividido em dois diferentes subtópicos. O primeiro diz respeito à necessidade de estabelecer-se uma instituição fiscal supranacional estabilizadora de choques idiossincráticos e temporários. O segundo trata da otimalidade da imposição de restrições fiscais aos países membros, como nível máximo de razão dívida/PIB e de déficit primário.

A lógica da instituição fiscal supranacional é de que esta se encarregaria - na ausência da flutuação cambial entre países e da plena mobilidade de fatores - de promover transferências fiscais de países em boas condições econômicas para aqueles adversamente atingidos por choques de oferta ou de preferências por seus produtos. Alguns autores defendem que, na ausência do instrumento de política monetária, a autoridade central deveria “segurar” os países membros contra choques de caráter idiossincrático, por meio de redistribuições de cunho fiscal. Por exemplo, Rockoff (2000) chega a afirmar que os Estados Unidos somente se transformaram em uma área monetária ótima após a implementação de um sistema fiscal federal de transferência interestadual de recursos que deu fim a um ciclo de constantes corridas bancárias estaduais ao longo do século XIX. Em outro trabalho empírico, Sala-i-Martin e Sachs (1992) mostram que entre 30% e 40% das quedas nas rendas das nove regiões censitárias dos EUA (a mais bem-sucedida união monetária do século XX), no período 1970-1988, foram absorvidas pelo governo federal por meio da diminuição da carga tributária e do aumento da rubrica “transferências”. Estes autores argumentam ser fundamental a implementação de um arranjo similar para o suave funcionamento da infante UME.

A idéia é interessante, mas levanta pelo menos duas grandes dificuldades. A primeira é o aparecimento do clássico problema de perigo moral nas economias negativamente atingidas, pois o socorro fiscal externo diminuiria os incentivos na busca de soluções internas (e provavelmente politicamente custosas a curto prazo) para as dificuldades vivenciadas pelo país. A segunda pode ser resumida sob a forma da seguinte pergunta: estariam, por exemplo, os cidadãos alemães dispostos a transferir parte de sua riqueza para um fundo que financiasse os desempregados da Itália? Muito provavelmente não. Um arranjo deste tipo poderia, inclusive, colaborar para acirrar indesejados ânimos nacionalistas dentro das nações mais ricas da UME. Sala-i-Martin e Sachs (1992), no entanto, minimizam estes argumentos ao afirmar que o

arranjo por eles sugerido não visa diminuir a desigualdade de renda de longo prazo entre os países, mas sim exercer a função de um “seguro ótimo”, não disponível nos mercados privados devido a problemas de assimetria de informação crônicos. Em seu esquema idealizado, a base para a redistribuição fiscal entre os países da zona comum deveria pautar-se, unicamente, na dicotomia choques positivos/negativos e nunca na distinção ricos/pobres.

O que estes autores não comentam é que, muito provavelmente, as economias menos desenvolvidas são justamente aquelas mais recorrentemente atingidas por choques adversos. Devido a isto, o federalismo fiscal por eles proposto pode acabar ocasionando uma verdadeira transferência líquida de recursos. Em outras palavras, este “seguro ótimo” pode se tornar, em termos práticos, atuarialmente não justo sob o ponto de vista dos países mais ricos. Além disto, como bem coloca Corden (1994), este tipo de transferência não se caracteriza como “ajuste”, tratando-se apenas de um auxílio temporário diante de dificuldades de curto prazo. Segundo ele, soluções para problemas temporários podem se dar via endividamento ótimo nos mercados de capitais, não sendo necessárias as já citadas - e politicamente impalatáveis - transferências fiscais entre países.

Mudando para o segundo foco de discordância a respeito da condução da política fiscal dentro de uma união monetária, deveria ou não haver limites para os déficits fiscais dos países membros? Os austeros critérios de convergência da UME sugerem que a resposta europeia para esta questão é um inequívoco, sim. Há, no entanto, um bom e simples contra-argumento teórico em oposição à fixação de tais limites. Como colocado por Corden (1994, p. 143): *“It would be a radical step to take away from national governments not only the monetary, but also the fiscal policy instruments.”* Dado que salários e preços não são flexíveis no continente europeu, este autor alega que, caso o último instrumento de gerenciamento de demanda agregada que resta aos países membros - a política fiscal contracíclica - lhe seja retirado, os custos de eventuais choques assimétricos seriam desnecessariamente elevados. Além do mais, vale lembrar que o receituário neoclássico de política ótima em uma situação momentaneamente adversa é, justamente, o de se expandir o endividamento público.

Ainda em relação à posição fiscal dos governos, Eichengreen e Bayomi (1993) acrescentam que devido ao fato de a elasticidade de oferta dos fatores de produção e sua mobilidade provavelmente aumentarem com o advento da moeda única, a capacidade dos governos em taxar capital e trabalho com alíquotas superiores à de seus vizinhos diminui severamente. Isto vem a somar-se ao problema da perda do instrumento de arrecadação tributária via senhoriagem, engessando ainda mais a capacidade de reação dos países membros a choques idiossincráticos por meio de manipulação da política fiscal.

Um outro argumento em favor da imposição de restrições fiscais aos países membros relaciona-se mais diretamente a um tipo de perigo moral distinto do acima mencionado. A idéia intuitiva é de que países com elevadas razões dívida/PIB podem vir a pressionar a autoridade monetária comum por taxas de inflação mais elevadas com o objetivo de abater o fardo real de suas dívidas. Note-se que caso a autoridade monetária eventualmente ceda a tais demandas, uma externalidade negativa associada ao elevado endividamento público de determinado país decorrerá. Isto porque a inflação será mais elevada para todos os membros da zona monetária comum, enquanto que o potencial benefício do susto inflacionário é específico ao país.

Chari e Kehoe (1998) modelam formalmente esta idéia e demonstram que, caso de não seja factível um pleno comprometimento do BCE para com uma taxa de inflação predeterminada, a decisão de impor “tetos” sobre o tamanho do endividamento público de cada país membro levará a um aumento de bem-estar para todos os membros.

Eichengreen e Von Hagen (1996) apresentam evidências empíricas de que a estratégia de limitar o endividamento dos países membros com o intuito de isolar o BCE de pressões por taxas de expansão monetária mais elevadas pode, em realidade, levar a uma maior fragilidade fiscal da própria união. Estes autores rodam uma regressão com dados de painel de 16 países entre 1985 e 1987, onde a variável explicada “fragilidade fiscal” do governo central (razão dívida/PIB) é regredida em uma medida de grau de liberdade fiscal das unidades subnacionais e outras variáveis de controle. Sua conclusão é que uma menor liberdade de endividamento em nível subnacional leva, *coeteris paribus*, a razões dívida/PIB mais elevadas em nível federal. A intuição é simples: um maior engessamento nos Estados e Províncias acarreta maior pressão por financiamento central de projetos regionais, financiamento que, por motivos políticos, raramente lhes é negado. Nesta situação - seguem os autores traçando um paralelo com o caso da UME -, ao invés da demanda inflacionária apresentar suas raízes nas autoridades fiscais dos países membros, sua origem simplesmente se transladaria para a agora fiscalmente frágil UE em Bruxelas, aumentando (ao invés de diminuir) as chances de algum tipo de *bail-out* por parte do BCE. O único *caveat* por eles não comentado é que muito dificilmente a UE se sensibilizará com as demandas por gastos dos países membros na mesma medida em que um governo central de uma nação soberana se sensibiliza com as demandas regionais dentro de suas próprias fronteiras.

Finalmente, De Grauwe (1996) - ao mesmo tempo em que reconhece a necessidade de solidez fiscal nos países membros para que sejam evitadas demandas futuras por financiamento inflacionário - lembra que a aceitação inicial de países com elevadas razões dívidas/PIB na UME facilitaria, endogenamente (via redução das taxas de juros incidentes sobre a dívida), a convergência deste indicador para a meta estabelecida de 60%.

5 Questões empíricas

Principalmente a partir de meados dos anos 80, muitos dos conceitos, hipóteses e conclusões teóricas discutidas nas seções anteriores foram postas à prova em diversos trabalhos empíricos interessantes.

O artigo de Baxter e Stockman (1989) é um dos primeiros que se propõe a investigar mais a fundo a influência de diferentes sistemas cambiais sobre a volatilidade de outras variáveis macroeconômicas de interesse. O foco do trabalho destes autores consiste em analisar a evolução da volatilidade de uma série de variáveis econômicas ao longo de dois distintos subperíodos, 1944-1973 e 1973-1986, os quais se caracterizam, respectivamente, pela hegemonia dos regimes de taxas fixas e flutuantes de câmbio. Um resultado interessante por eles encontrado é o significativo aumento da volatilidade da taxa de câmbio real, da produção industrial, das importações, e também das exportações, no período pós-1973. Constatam também uma queda nas correlações dos ciclos de negócios entre os países da amostra, concomitantemente a uma elevação nas correlações entre consumo e produção, internamente aos países, para o mesmo período de tempo.⁸ Apesar de um importante aumento na volatilidade das variáveis de comércio externo e, principalmente, do câmbio real no período após 1973, é interessante notar que o conjunto de países que se encontram simultaneamente nestes dois subgrupos é praticamente nulo.⁹ Em outras palavras, a volatilidade das exportações e das importações, após o fim do Tratado de Bretton Woods, não foi mais elevada nos países que passaram a adotar o sistema de câmbio flexível do que nos que seguiram com o arranjo de taxas fixas. Os autores sugerem duas possíveis conclusões: (1) a volatilidade da taxa de câmbio real não é importante para se explicar a volatilidade nas variáveis de comércio exterior e; (2) fixar a taxa de câmbio em um mundo onde a maioria dos países e parceiros comerciais flutuam suas respectivas taxas nominais não é muito relevante em termos de diminuir a “volatilidade cambial multilateral” e, portanto, não constitui um arranjo eficaz na tarefa de minimizar a volatilidade do comércio exterior.

Flood e Rose (1995), analisando dados de vários países da OCDE, no período que vai de 1961 até 1991, também verificam um brutal aumento na volatilidade cambial após a queda de Bretton Woods. O curioso, no entanto, é que este aumento não parece vir acompanhado por elevações significativas de volatilidade nas variáveis por eles denominadas de “fundamentos”

8 Fato que soa razoavelmente estranho, dada a maior integração dos mercados de capitais e, portanto, a maior facilidade de diversificação de riscos idiossincráticos.

9 Dado que mesmo após a quebra de Bretton Woods muitos países da amostra continuaram adotando sistemas de taxas fixas de câmbio e, portanto, seguiram apresentando baixa volatilidade de câmbio real.

(juros, moeda e PIB) - supostamente consideradas relevantes para a determinação da taxa nominal de câmbio, tanto no escopo do modelo monetário de preços flexíveis como no de preços rígidos à Dornbusch (1976). Mais especificamente, eles não são capazes de rejeitar a hipótese nula de que a razão entre as volatilidades, pós e pré-1973, do que eles denominam “fundamentos tradicionais” (moeda e produto), é estatisticamente igual a 1. Ao mesmo tempo, rejeitam fortemente a hipótese de que a razão de volatilidades, calculada entre os mesmos dois subperíodos, mas agora para os chamados “fundamentos virtuais” (que incluem câmbio nominal e juros), seja também próxima à unidade. Assim, Flood e Rose identificam em seu trabalho uma clara possibilidade de *free-lunch* na redução da volatilidade cambial.

Já McCallum (1995) está preocupado em investigar diferenças de padrão de comércio intranacional e internacional. Seu questionamento, refletido apropriadamente no título de seu artigo, é: qual a importância das fronteiras? Empregando um instrumental típico da teoria de comércio conhecido como “modelo gravitacional”, o autor mostra que o volume de comércio entre as províncias canadenses é excepcionalmente elevado quando comparado ao volume de comércio entre províncias canadenses e os estados americanos. Utilizando dados de *cross-section* para o ano de 1988 (último ano disponível para dados interprovinciais) para 30 estados americanos e 10 províncias canadenses, McCallum estima uma regressão onde o *log* da variável exportação (da unidade *i* com destino à unidade *j*) é especificado como uma função dos logaritmos dos PIBs destas unidades, da distância entre ambas, além de uma variável *dummy* - que assume valor 1 para o caso de comércio estado-província, e 0 no caso de comércio província-província. Todos os regressores se mostram altamente significativos e o modelo como um todo apresenta bom poder explicativo. Seus resultados, bastante robustos a diferentes especificações do modelo básico, indicam que, *coeteris paribus*, o volume de comércio entre províncias é aproximadamente 20 vezes maior do que o volume de comércio estado-província!¹⁰

Note-se que apesar de não citado explicitamente no artigo, o “custo cambial” é o mais óbvio destes significativos custos de fronteira. Sem dúvida, é forçoso admitir que outros fatores, como preferências por bens domésticos, diferenças de padrão e qualidade, sistemas jurídicos distintos, além da imposição de tarifas de importação (baixas entre estes dois países, no entanto), podem ser todos relevantes para explicar a elevada magnitude do já citado “efeito fronteira”. O artigo de McCallum, infelizmente, nada nos diz a respeito da importância relativa de cada fator.

10 O coeficiente da variável *dummy* para todas as especificações mostrou-se sempre significativo e próximo a 3; $\exp(3) \cong 20$.

Rogers e Engel (1996), em trabalho bastante similar ao acima citado, analisam a variância dos **preços** relativos de bens “idênticos” negociados em distintas **idades** americanas e canadenses. Os autores concluem que apesar da distância física entre duas localidades mostrar-se estatisticamente importante na explicação da volatilidade da razão de preços mencionada, o “efeito fronteira” (também representado na regressão por uma variável *dummy*) é um regressor de relevância ainda mais acentuada.

Um trabalho já mais diretamente focado ao estudo de áreas monetárias ótimas é o artigo de Eichengreen (1991). O objetivo deste autor é, comparando o grau da assimetria dos choques na Europa *vis-à-vis* os choques que atingem os estados norte-americanos, responder à pergunta que dá origem ao título de seu artigo: “*Is Europe an Optimal Currency Area?*” Analisando a volatilidade do câmbio real - que quando elevada supostamente indica a incidência de choques assimétricos significativos - entre os estados norte-americanos, e comparando-a à volatilidade cambial encontrada entre 12 países da comunidade europeia nas décadas de 60, 70 e 80, Eichengreen constata que a incidência de choques idiossincráticos é mais proeminente entre estes.

Tal evidência, no entanto, deve ser interpretada com cautela, pois esta diferença de volatilidades pode estar sendo originada por choques incidentes sobre a taxa **nominal** de câmbio, choques estes que se propagam à taxa real devido à presença de alguma rigidez de preços no curto prazo. Em outras palavras, choques “nominais” (e não “reais”) podem ser o motivo dos resultados encontrados pelo referido autor.

Uma outra medida empregada como *proxy* para tais choques assimétricos é a volatilidade da razão dos preços das ações nas economias em questão. Teoricamente, os preços das ações devem refletir, em termos esperados, o valor presente dos lucros futuros das firmas. Estes lucros, por sua vez, provavelmente apresentam elevada correlação com o ciclo de negócios agregado da economia. Com isto, caso as economias em questão sejam submetidas a choques similares (ou simétricos), é natural esperar-se que os preços de seus ativos sigam também trajetórias parecidas, o que, conseqüentemente, implicaria baixa volatilidade na razão de preços mencionada. Eichengreen (1991) argumenta que apesar de haver ocorrido alguma convergência nos últimos 30 anos, o coeficiente de variação da razão de preços de ativos entre as bolsas de Paris e Dusseldorf era, nos anos 80, ainda cerca de cinco vezes mais elevada que este mesmo indicador para as bolsas de Toronto e Montreal. Mais uma vez este resultado deve ser cautelosamente analisado. A razão para tal cautela é que a inexistência do risco cambial neste último caso obviamente favorece uma maior integração entre os mercados de capitais dentro do Canadá. Portanto, a existência de uma espécie de “movimento de cointegração” entre os índices destas duas bolsas não é surpreendente.

Assim, parece razoável supor que uma maior integração dos mercados europeus pós-unificação monetária venha a refutar, ou ao menos a redimensionar, os resultados acima comentados. Além disto, e talvez ainda mais importante, a elevada correlação no caso canadense pode ser decorrência não de uma suposta simetria de choques, mas de uma combinação entre choques de natureza **assimétrica**, e elevada velocidade de arbitragem inter-regional via migração de fluxos de capitais dentro do próprio país. Em outras palavras, não há, na metodologia deste artigo (fato reconhecido pelo próprio autor), como fazer a distinção entre simetria de choques e velocidade de reação aos mesmos. Esta é exatamente a motivação do posterior trabalho de Eichengreen e Bayomi (1993), que aprofundam as investigações a respeito das correlações dos choques reais que atingem as economias da zona do euro. Para superar-se a polêmica “choques simétricos ou velocidade de reação elevada?”, estes autores fazem uso do método de decomposição de choques por meio da estimação de vetores auto-regressivos, desenvolvido por Blanchard e Quah (1989). Os dados utilizados no VAR referem-se à produção industrial e ao nível de preços das economias européias, no período entre 1960 e 1988. O padrão de comparação é, mais uma vez, a economia americana em nível regional. A hipótese identificadora do VAR estrutural estimado é a de que choques de oferta influenciam tanto preços como produção, enquanto que os de demanda influenciam apenas os preços (no longo prazo). Os autores encontram evidências de que as correlações dos choques de oferta entre os 12 países da comunidade européia são significativamente mais baixas que as correlações encontradas internamente aos Estados Unidos. Entretanto, quando estes mesmos cálculos são refeitos para um núcleo de países europeus - França, Luxemburgo, Holanda, Bélgica e Dinamarca - os resultados são significativamente revertidos, e a correlação entre os choques que atingem estes países passa a patamares extremamente próximos aos encontrados para as regiões norte-americanas.¹¹ Apesar disto, quando se excluem desta última amostra as regiões de *Rocky Mountain* e *Southwest*, a simetria de choques dentro do “grupo central” de regiões americanas volta a ser superior à do “núcleo europeu” acima mencionado. No que concerne a **magnitudes** (medidas pelas variâncias simples das séries) dos choques, as conclusões são muito semelhantes às relativas às **correlações** dos choques: elevadas nos países periféricos e moderadas no núcleo (tanto para Europa como para os EUA). Em termos comparativos, os resultados mais uma vez se repetem: choques de maior magnitude na Europa (como um todo) *vis-à-vis* os EUA, e de mesma intensidade quando se calcula a variância restrita ao chamado “núcleo europeu”

11 Na Europa, o país-base para as comparações é a Alemanha e, nos EUA, a base é a região nordeste.

O artigo de Eichengreen (1990) é complementar a estes, dado que estabelece uma comparação interessante entre o grau de mobilidade do fator trabalho nos EUA em relação aos países europeus. Trata-se de uma questão de elevada importância, pois aceitando-se como válidas as evidências previamente apresentadas de que os choques de demanda e de oferta parecem realmente ser mais assimétricos dentro da união europeia que internamente aos EUA, o bom funcionamento de uma união monetária no velho continente passa a depender, crucialmente, da mobilidade do fator trabalho. O autor estima um modelo de séries temporais do diferencial das taxas de desemprego, tanto para os EUA como para a comunidade europeia. Sua análise centra-se na velocidade de convergência - em relação a uma tendência estável de longo prazo - de desvios das séries de desemprego das regiões americanas (estas em relação ao desemprego nacional daquele país), e dos países europeus (estes em relação ao desemprego conjunto da comunidade europeia). Sua conclusão é de que a velocidade de convergência do desemprego em relação à tendência é cerca de 20% maior na economia americana do que na zona do euro.

Os resultados encontrados por Eichengreen (1990, 1991) e Eichengreen e Bayomi (1993) parecem indicar um futuro turbulento e desalentador para os atuais 12 membros da UME: faria sentido abdicar do instrumento monetário em uma região atingida por choques assimétricos e com baixa mobilidade do fator trabalho?

A resposta sugerida por Frankel e Rose (1998) é afirmativa. Estes autores, lançando mão da famosa Crítica de Lucas (Lucas, 1976), minimizam os aspectos negativos presentes nos artigos acima citados. O ponto central da linha de argumentação de seu artigo baseia-se na premissa de que um maior volume de comércio entre os países membros - após a adoção de uma moeda única - contribuiria também para intensificar, de forma positiva, as correlações entre seus ciclos econômicos. Tal fato tornaria a união monetária desejável em termos *ex-post*, ainda que as séries históricas que retratam a mobilidade do fator trabalho e a assimetria de choques se mostrem, em uma análise *ex-ante*, desfavoráveis à sua implementação.

Em contraposição, Krugman (1993) defende a existência de uma relação completamente antagônica à sugerida por Frankel e Rose (1998). Invocando a Lei das Vantagens Comparativas, ele afirma que o maior volume de comércio pós-unificação levaria a uma maior especialização na estrutura produtiva de cada país, o que tornaria a natureza dos choques incidentes sobre as distintas economias mais acentuadamente idiossincrática. Entretanto, como colocam Frankel e Rose (1998), tal relação de causalidade só será relevante caso duas condições sejam simultaneamente satisfeitas: (a) o comércio entre os países em questão deve ser de natureza interindustrial e não intra-industrial e; (b) deve-se verificar maior proeminência

de choques de oferta, em oposição aos de demanda. Fica claro, então, que é difícil favorecer, *a priori*, qualquer uma das linhas de argumentação acima. Frankel e Rose resolvem este dilema teórico encaminhando sua discussão para a arena empírica. Utilizando dados de 21 países industrializados para o período 1959-1993, eles estimam um modelo (por variáveis instrumentais) onde o regressor principal é o volume bilateral de comércio entre dois países e a variável explicativa é a correlação entre seus ciclos econômicos. Para esta última variável são apresentadas quatro diferentes medidas: desemprego, produção industrial, emprego e PIB, variáveis que, por sua vez, são filtradas por quatro distintas metodologias.

Para todas as medidas de ciclo econômico citadas, e para todas as estratégias de suavização empregadas, os resultados encontrados são robustos em apontar uma elevada e positiva relação entre o volume de comércio bilateral e a simetria do ciclo de negócios entre os países. Em outras palavras, o próprio estabelecimento de uma união monetária que intensifique o volume de comércio entre os países deverá conduzir a uma maior harmonização dos ciclos de negócios entre ambos. Com base nestes resultados, os autores enfaticamente ressaltam que os critérios utilizados na definição das chamadas áreas monetárias ótimas (especificamente mobilidade do fator trabalho e grau de simetria dos ciclos de negócio) devem ser entendidos como endógenos e dinâmicos. Concluem, assim, que a baixa correlação entre os choques incidentes sobre as economias européias no período pré-unificação não justifica, em termos puramente econômicos, o ceticismo contrário ao estabelecimento da UME.

Rose (2000) e Frankel e Rose (2001) investigam empiricamente a natureza da influência exercida pelas uniões monetárias sobre as taxas de crescimento da renda *per capita* dos países. Utilizando dados de painel para o período 1970-1995, incluindo 180 países, estes autores ratificam o resultado previamente encontrado por Rose (2000). As estimações econométricas destes dois artigos sugerem que participar de uma união monetária leva, aproximadamente, a uma triplicação do volume de comércio exterior. Mais ainda, os autores concluem que este notável incremento do volume bilateral entre dois países membros **não** desloca negativamente o comércio realizado com um terceiro país fora da união. Pelo contrário, tal relação aparece como positiva e estatisticamente significativa, sugerindo que a “instituição” união monetária funciona como favorecedora da integração comercial multilateral. Com o intuito de minimizar as críticas de que países pertencentes a uniões monetárias transacionam mais entre si porque na maioria dos casos trata-se de países com vínculos históricos e culturais estreitos, os autores incluem nas estimações variáveis *dummies* para controlar e isolar a importância de tais efeitos. Os resultados das diversas especificações seguem apontando proeminente relevância para a variável *dummy* “possuir uma moeda comum”. Por fim, Rose (2000) frisa recorrentemente o fato de que os ganhos de comércio que resultam de uma união

monetária são de uma ordem de magnitude superior àqueles advindos de uma “simples” fixação da paridade cambial entre dois países.¹²

6 Comentários finais

A área de pesquisa discutida neste artigo ganhou força e atenção no meio acadêmico com a implementação de uma ampla e ousada união monetária no continente europeu. Em relação a projetos de pesquisa futuros, a viabilização de dados econômicos nos países membros da UME em anos vindouros sugere que a balança deve pender favoravelmente à publicação de trabalhos empíricos *vis-à-vis* artigos teóricos. É interessante ressaltar que um maior número de trabalhos empíricos deverá servir para assentar muitas conjecturas teóricas ainda elevadamente controversas.

Referências

- Alesina, Alberto; Barro, Robert. *Dollarization*. Harvard University, December 2000a. Mimeografado.
- _____. Currency unions. *NBER WP 7927*, September 2000b.
- Alesina, Alberto; Grilli, Vitorio. The European Central Bank: reshaping monetary policy in Europe. *In: Establishing a Central Bank: issues in Europe and lessons from US*. Cambridge University Press, 1992.
- Alesina, Alberto; Spolaore, Enrico. On the number and size of nations. *Quarterly Journal of Economics*, 1997
- Alesina, Alberto; Spolaore, Enrico; Wacziarg, Romain. Economic integration and political desintegration. *American Economic Review*, December 2000.
- Alesina, Alberto; Wacziarg, Romain. Is Europe going to far? *NBER WP 6883*, January 1999.
- Barro, Robert; Gordon, David. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 12, p. 101-121, 1983.

12 A constatação, em estimações empíricas de séries temporais, de que a volatilidade cambial tem apenas módicos efeitos sobre o volume de comércio exterior de uma economia é recorrentemente citada por economistas que se opõem à formação da UME. Entretanto, como nos mostra Rose (2000), o estabelecimento de uma união monetária parece ter efeitos sobre o comércio que vão muito além da diminuição da volatilidade do câmbio *spot*.

Baxter, Marianne; Stockman, Alan. Business cycles and the exchange rate regime: some international evidence. *Journal of Monetary Economics* 23, p. 377-400.

Bean, Charles. Economic and monetary union in Europe. *Journal of Economic Perspectives*, v. 6, p. 31-52, Fall 1992.

Canzoneri, Mathew. Monetary policy games and the role of private information. *American Economic Review*, p. 1056-1070, 1985.

Canzoneri, Mathew; Roger, Carol. Is the European Community an optimal currency area? Optimal taxation versus the cost of multiple currencies. *American Economic Review*, p. 419-433, June 1990.

Calvo, Guillermo. *On dollarization*. Maryland University, April 1999. Mimeogrado.

Calvo, Guillermo; Reinhart, Carmem. *Reflections on dollarization*. Maryland University, June 2000. Mimeogrado,

Corden, W. *Economic policy, exchange rates and the international system*. The University of Chicago Press, 1994.

Chari, V. V., Kehoe, Patrick. On the need of fiscal constraints in a monetary union. *Working Paper* 589, Federal Reserve Bank of Minneapolis, August 1998.

De Grauwe, Paul. Monetary union and convergence economics. *European Economic Review* 40, p. 1091-1101, 1996.

Dornbusch, Rudiger. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy* 84, p. 1161-1176, 1976.

_____. Fewer monies, better monies. *NBER WP 9324*, June 2001.

Eichengreen, Barry. One money for Europe: lessons from US currency and customs union. *Economic Policy* 10, p. 118-187, 1990.

_____. Is Europe an optimal currency area? *NBER WP3579*, January 1991.

_____. European Monetary Unification. *Journal of Economic Literature*, p. 1321-1357, September 1993.

Eichengreen, Barry; Bayomi, Tamim. Shocking aspects of European Monetary Unification. *In: The transition to economic and monetary union in Europe*. Cambridge University Press, 1993

- Eichengreen, Barry; Von Hagen, Jurgen. Federalism, fiscal constraints and monetary union. *American Economic Review Papers and Proceedings*, v. 86, p. 134-138, May 1996.
- Engel, Charles; Rogers, John. How wide is the border? *American Economic Review*, v. 86, p. 1112-1125, December 1996.
- Engel, Charles; Rose, Andrew. Currency unions and international integration. *NBER WP 7872*, September 2000.
- Feldstein, Martin. The political economy of the European economic and monetary union: political sources of an economic liability. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, p. 23-42, Fall 1997
- Fleming, Marcus. On exchange rate unification. *The Economic Journal*, p. 467-88, September, 1971.
- Flood, Robert; Rose, Andrew. Fixing the exchange rates: a virtual quest for fundamentals. *Journal of Monetary Economics* 36, p. 3-37, August 1995.
- Frankel, Jeffrey. No single currency regime is right for all countries or at all times. *NBER WP 7338*, September 1999.
- Frankel, Jeffrey; Rose, Andrew. The endogeneity of the optimal currency area criteria. *The Economic Journal*, p. 1009-1025, July 1998.
- _____ Estimating the effects of currency unions on trade and output. *NBER WP 7857*, August 2000.
- Frenkel, Jacob; Mussa, Michel. The efficiency of foreign exchange markets and measures of turbulence. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 70, p. 374-381, 1980.
- Ingram, James. The case for European monetary integration. *Essays in International Finance N98*, Princeton, 1973.
- Ishiyama, Y. The theory of optimum currency areas: a survey. *IMF Staff Papers* 22, p. 344-383, 1975.
- Kenen, Peter. The theory of optimal currency areas: an eclectic view. *In: Monetary problems of the international economy*: University of Chicago Press, 1969, p. 41-60.
- Krugmann, Paul. A model of balance payment crises. *Journal of Monetary Economics*, p. 311-325, August 1979.

- _____. Lessons of Massachusetts for the EMU. *In: The transition to economic and Monetary Union in Europe*. Cambridge University Press, 1993.
- Kydland, Finn; Prescott, Edward. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal Of Political Economy*, 85, p. 473-492, June 1977
- Lucas, Robert E. Econometric policy evaluation: a critique. *In: The Phillips curve and labor markets*. Carnegie Rochester Series on Public Policy, 1976, p. 19-46.
- McCallum, Bennett. Theoretical issues pertaining to monetary unions. *NBER WP 7393*, October 1999.
- McCallum, John. National borders matter: Canada-US regional trade patterns. *American Economic Review*, p. 615-623, June 1995.
- McKinnon, Ronald. Optimum currency areas. *American Economic Review*, p. 717-25, September 1963.
- Meese, Richard; Keneth, Rogoff. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out-of-sample? *Journal of International Economics*, p. 3-24, February 1983.
- Milton, Friedman. The case for flexible exchange rates. *In: Essays in positive economics*. University of Chicago Press, 1953, p. 157-203.
- Mundell, Robert. The theory of optimum currency areas. *American Economic Review*, p. 657-665, September 1961.
- Obstfeld, Maurice. EMU: ready or not? *NBER WP 6682*, August 1998.
- Obstfeld, Maurice; Rogoff, Keneth. *Foundations of international economics*. The MIT Press, 1996.
- _____. The six major puzzles in international finance: is there a common cause? *NBER Macroeconomics Annual*, 2000.
- Persson, Torsten. Credibility of macroeconomic policy: an introduction and a broad survey. *European Economic Review*, p. 519-532, 1988.
- Rockoff, Hugh. How long did it take to the United States to become an optimal currency area? *NBER WP H0124*, April 2000.

Rogoff, Kenneth. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *Quarterly Journal of Economics*, p. 1169-90, November 1985.

_____ On why not a global currency. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 2001.

Rose, Andrew. One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade. *Economic Policy*, 2000.

Sachs, Jeffrey; Sala-i-Martin, Xavier. Fiscal federalism and optimum currency areas. In: *Establishing a Central Bank: issues in Europe and lessons from U.S.* Cambridge University Press, 1992.

Tornell, Aaron; Velasco, Andrés. Fiscal discipline and the choice of a nominal anchor in stabilization. *Journal of International Economics*, 46, p. 1-30, 1998.

Wyplosz, Charles. EMU: why and how might it happen. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, p. 3-22, Fall 1997.

Primeiras evidências sobre os determinantes da duração dos cursos de mestrado em economia no Brasil

Anderson L. Schneider[§]

Leonardo Porto[§]

Fabiana Rocha[□]

RESUMO

O objetivo do artigo é avaliar, a partir da estimação de modelos de duração, quais as características dos alunos de mestrado em Economia que afetam a probabilidade de conclusão dos cursos. Os estimadores de Kaplan-Meyer, Cox estendido e de aceleração de saída apresentaram resultados bastante semelhantes. O estimador de Kaplan-Meyer apontou como estatisticamente significantes o centro, a instituição onde foi feita a graduação, o ano de ingresso e a nota relativa. Os modelos de Cox estendido e de aceleração de saída confirmaram, além do ano de ingresso, a influência da nota relativa no término mais rápido dos cursos. A redução no prazo institucional para conclusão dos cursos de mestrado parece ter tido um efeito positivo. Assim, existe uma indicação de que os centros devem efetivamente aumentar suas exigências tanto em termos de prazo quanto de desempenho. Vale observar que este trabalho constitui uma primeira tentativa de avaliar a questão, uma vez que muitos centros ainda não têm, de forma sistematizada, as informações necessárias para as estimações. Contudo, espera-se que ele estimule os demais centros que não fizeram parte da amostra a organizar as informações sobre seus alunos, de forma que as estimações possam ser refeitas no futuro usando uma amostra mais representativa. O melhor conhecimento dos determinantes da duração dos mestrados permitiria que os diferentes centros de pós-graduação redesenhassem suas políticas no sentido de reduzir o tempo de duração sem que a qualidade dos seus cursos fosse comprometida, permitindo uma melhor alocação dos recursos destinados ao mestrado, que são essencialmente públicos.

Palavras-chave: modelos de duração, mestrado.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to determine, using duration models, which characteristics of Economics graduate students affect their probability of concluding their courses. The Kaplan-Meyer estimator pointed out the graduate institution, the undergraduate institution, the entry year, and the relative grade as statistically significant. The Cox model and the parametric model showed that besides the entry year, the relative grade is important for the duration of the Master program. There is, therefore, some indication that it would be important to increase the demand for performance and decrease the length of the courses. It is necessary to observe that this paper constitutes a first attempt to address the question. Many of the graduate institutions do not have organized data on their students, and this way could not be included in the sample. We hope, however, that the results obtained here stimulate these institutions to gather information on their students and that the estimations could be done again in the future using a more representative sample. A better understanding of the subject would allow the different graduate institutions to change their policies, reducing the duration of their courses without losing quality. The ultimate result would be a better allocation of the resources that are mainly public.

Key words: duration models, master's program, college education.

JEL classification: I2.

* Os autores gostariam de agradecer às seguintes pessoas por terem, com presteza e gentileza, fornecido os dados: Mauro Borges Lemos e Maria Cecília S. Neto do CEDEPLAR/UFMG, Marcos de Barros Lisboa e André Vidal da EPGE, Carlos Roberto Azzoni, José Paulo Chahad, Reinaldo Lourenço e Valéria Lourenção do IPE/USP, Márcio Garcia, Humberto Moreira e Denise Udderman da PUC-Rio e Ronald Hillbrecht da UFRGS. Gostariam ainda de agradecer a Paulo Picchetti pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros são responsabilidade exclusiva dos autores.

§ Mestrados em Economia IPE/USP.

□ Departamento de Economia, USP

Recebido em dezembro de 2001. Aceito em fevereiro de 2002.

1 Introdução

Nos últimos anos houve uma mudança significativa na academia brasileira. Hoje vários centros têm programas de Mestrado, e os que ainda não instituíram um programa de doutorado têm demonstrado grande interesse em fazê-lo. Esta mudança quantitativa também foi acompanhada por uma mudança qualitativa. Hoje os professores devem possuir pelo menos o título de doutor, é importante que tenham pelo menos alguma experiência internacional e exige-se muito mais em termos de publicação, tanto em boas revistas nacionais quanto, e talvez principalmente, em revistas internacionais. Tudo isso é avaliado pela CAPES, que vem fazendo, sistematicamente, uma avaliação criteriosa dos cursos de Economia no País.

A sistematização e o acompanhamento da produção científica foram realizadas recentemente por Issler (2002). Falta, contudo, um acompanhamento de como a produção científica, digamos intermediária, está ocorrendo na academia brasileira. Por produção científica intermediária deve-se entender a finalização do Mestrado e do Doutorado com a conseqüente defesa de tese. Isto porque, uma das características dos cursos de pós-graduação no Brasil, segundo a própria CAPES, é o elevado tempo de conclusão dos cursos e, por este motivo, uma grande parte do conhecimento demora para ser difundido. É esta lacuna que o presente artigo pretende preencher. Para tanto, procura-se avaliar, usando modelos de duração, quais as características dos alunos de Mestrado que fazem com que eles tenham uma maior probabilidade de concluir com sucesso seus cursos de Mestrado. A amostra utilizada não é grande e corresponde aos cursos de Mestrados da PUC-Rio, IPE-USP, Universidade Federal de Minas Gerais e Universidade Federal do Rio Grande do Sul. A EPGE colocou gentilmente à disposição as informações sobre seus alunos, mas devido a algumas inconsistências estas tiveram que ser retiradas da amostra. Assim sendo, somente 4 dos 22 centros associados à ANPEC são avaliados, pelo fato de a maior parte dos centros não disporem de dados sistematizados necessários às estimações. Espera-se que com o passar do tempo mais centros tenham estas informações para que no futuro o estudo possa ser refeito incluindo todos os centros integrantes da ANPEC.

O trabalho está organizado em três seções além desta introdução. A segunda seção apresenta a amostra utilizada e discute algumas diferenças entre os centros. A terceira apresenta e discute os resultados dos diferentes modelos econométricos usados, quais sejam: o estimador de Kaplan-Meyer, o modelo de Cox estendido e o modelo de aceleração da saída. A última seção resume as conclusões e aponta direções de pesquisa futura.

2 Descrição dos dados

Conforme antes indicado, a amostra é composta pelos alunos ingressantes nos cursos de Mestrado em Economia da PUC-Rio, do IPE/USP, da Universidade Federal de Minas Gerais e da Universidade Federal do Rio Grande do Sul no período 1992/99. Como se pode observar na Tabela 1, existe uma clara tendência de aumento do número de ingressos, o que vem indicar o aumento da importância dos cursos de pós-graduação no País.

Tabela 1
Número de Alunos Ingressantes - 1992/99

Ingressantes por ano	Número de alunos	Participação no total (%)
1992	23	8.0
1993	26	9.0
1994	30	10.4
1995	37	12.8
1996	37	12.8
1997	42	14.5
1998	49	17.0
1999	45	15.6
Total	289	100.00

A Tabela 2 traz a descrição das principais características dos alunos ingressantes. Observa-se que existe uma alta taxa de conclusão dos cursos. Do total de alunos ingressantes, 77,9% concluíram o Mestrado. Além disso, a grande maioria (73,7%) dos alunos é do sexo masculino e 41,5% possuíam entre 20 e 23 anos quando iniciaram o curso. Com relação à origem geográfica, 67,1% dos alunos são da região Sudeste, indicando uma forte concentração regional. A maioria dos alunos que faz Mestrado em Economia também fez graduação em Economia (69,9%). Pouco menos da metade (45%) dos alunos acaba cursando o Mestrado na mesma instituição na qual concluíram a graduação. Por fim, a maior parte dos alunos ingressa na pós-graduação tão logo termina a graduação (64,3% dos alunos ingressaram no Mestrado no máximo um ano após o término da graduação) e somente 10% demoram 6 ou mais anos entre a conclusão da graduação e o início do Mestrado.

Tabela 2
Participação Porcentual das Categorias no Número Total de Alunos
Ingressantes no IPE/USP - 1992/99

Categoria	Participação no total de alunos
Naturalidade	
Centro-Oeste	5.9
Estrangeiro	5.5
Nordeste	5.2
Norte	2.1
Sudeste	67.1
Sul	14.2
Graduação	
Instituição Estrangeira	4.8
Instituição Privada	22.8
Instituição Pública	72.3
Cursou graduação no mesmo Centro?	
Não	55.0
Sim	45.0
Migração	
Não migrou de Estado para fazer Mestrado	61.6
Migrou de Estado para fazer Mestrado	38.4
Anos entre fim da graduação e início do curso	
0	10.7
1	53.6
2	14.2
3 a 5	10.4
6 a 10	6.2
mais de 10	3.8
Sexo	
Feminino	26.3
Masculino	73.7
Idade quando ingressou no curso	
20-21 anos	5.9
22-23 anos	35.6
24-26 anos	30.1
27-30 anos	16.6
mais de 30 anos	11.8
Curso de Graduação	
Economia	69.9
Engenharia	4.5
Outros	4.9
Não Informado	20.8
Conclusão do Mestrado	
Sim	77.9
Não	22.2

Finalmente, a Tabela 3 mostra algumas estatísticas comparando algumas características selecionadas dos diferentes centros. A duração média dos cursos é de 44 meses. A PUC-Rio

e a UFMG apresentam uma duração menor que a média (cerca de 40 meses). A PUC-Rio tem também a duração mínima (19 meses), enquanto a UFMG tem a duração máxima (95 meses). A USP conta com o maior número de alunos (quase 50% superior ao dos demais centros).

Tabela 3
Estatísticas-padrão de Variáveis Seleccionadas para os Diferentes Centros

Centro	Duração do curso			Desvio Padrão	Número de alunos
	Média	Máxima	Mínima		
PUC	39.40	82.97	18.83	13.37	60
UFMG	39.72	95.13	23.70	12.99	66
UFRGS	45.59	82.97	23.40	12.70	68
USP	47.41	76.20	27.33	12.30	95
Total	43.56	95.13	18.83	13.21	289

3 Resultados econométricos

3.1 Visão geral

A literatura econômica associada a modelos de duração utilizou-se de técnicas estatísticas inicialmente elaboradas pela engenharia industrial e pelas ciências biomédicas para realizar estudos tais como a vida útil de uma máquina ou o tempo de sobrevivência de um paciente após um transplante. (Kiefer, 1988) Em geral, o conceito central nestes métodos estatísticos não é a probabilidade incondicional da ocorrência de determinado evento, mas sim sua probabilidade condicional (no nosso caso de interesse, por exemplo, a probabilidade do aluno terminar o curso em 30 meses, dado que ele cursou 29 meses).

Existem três categorias de modelos de duração: modelos paramétricos, semiparamétricos e não-paramétricos. Para todas essas três categorias as duas informações fundamentais são dadas pela função risco (*hazard function*), que fornece a probabilidade condicional de o aluno terminar o curso em dado período, dado que ele já o cursou até aquela data, e pela função sobrevivência (*survivor function*), que descreve a probabilidade de a duração ser igual ou superior a t .

É importante observar que a especificação de determinado modelo com base na função risco ou sobrevivência apenas enfatiza probabilidades condicionais, enquanto que

especificações em termos da função distribuição de probabilidade dão ênfase a probabilidades incondicionais. Para qualquer especificação em termos da função risco ou sobrevivência existe uma especificação matemática equivalente em termos de distribuição de probabilidades. Dessa forma, a abordagem de sobrevivência não identifica novos parâmetros. Geralmente, a abordagem escolhida pelo analista dependerá do foco do objeto de estudo em questão.

É comum em modelos de duração que a amostra seja formada por elementos para os quais somente um limite temporal inferior está disponível. Mais precisamente, aparecem na amostra elementos para os quais o tempo até a ocorrência do evento é desconhecido simplesmente porque o evento não é observado até o final do período amostral. Em suma, algumas informações sofrem o problema de “censura”. No nosso caso específico, a censura refere-se aos alunos que ainda não haviam terminado o curso no momento da coleta de informações para formar a amostra. Desta forma, o curso para tais alunos durou no mínimo o que foi observado na amostra, mas não é possível saber a duração efetiva do curso nesses casos. Todos os métodos de estimação desenvolvidos para as funções risco e sobrevivência levam em conta tal tipo de informação, tratando de modo diferenciado aquelas observações que não sofrem o problema de censura.

Com relação à diferença entre as três classes de modelos mencionadas, conforme destacam Menezes-Filho e Picchetti (2000), os modelos paramétricos exigem um grau crescente de hipóteses de especificação e de poder de explicação quando comparados com os modelos não-paramétricos, de modo que é sempre interessante considerar as três categorias como análises complementares. Por esta razão, optou-se por estimar a duração dos cursos de Mestrado usando as três categorias de modelo. A seção 3.2 apresenta as estimativas usando-se o estimador de Kaplan-Meier, a seção 3.3 inclui variáveis explicativas por meio do modelo de Cox e, finalmente, a seção 3.4 mostra os resultados do modelo de aceleração de saída.

Para uma exposição técnica dos diferentes modelos, ver Kiefer (1988) e Greene (1993).

3.2 Estimador de Kaplan-Meier

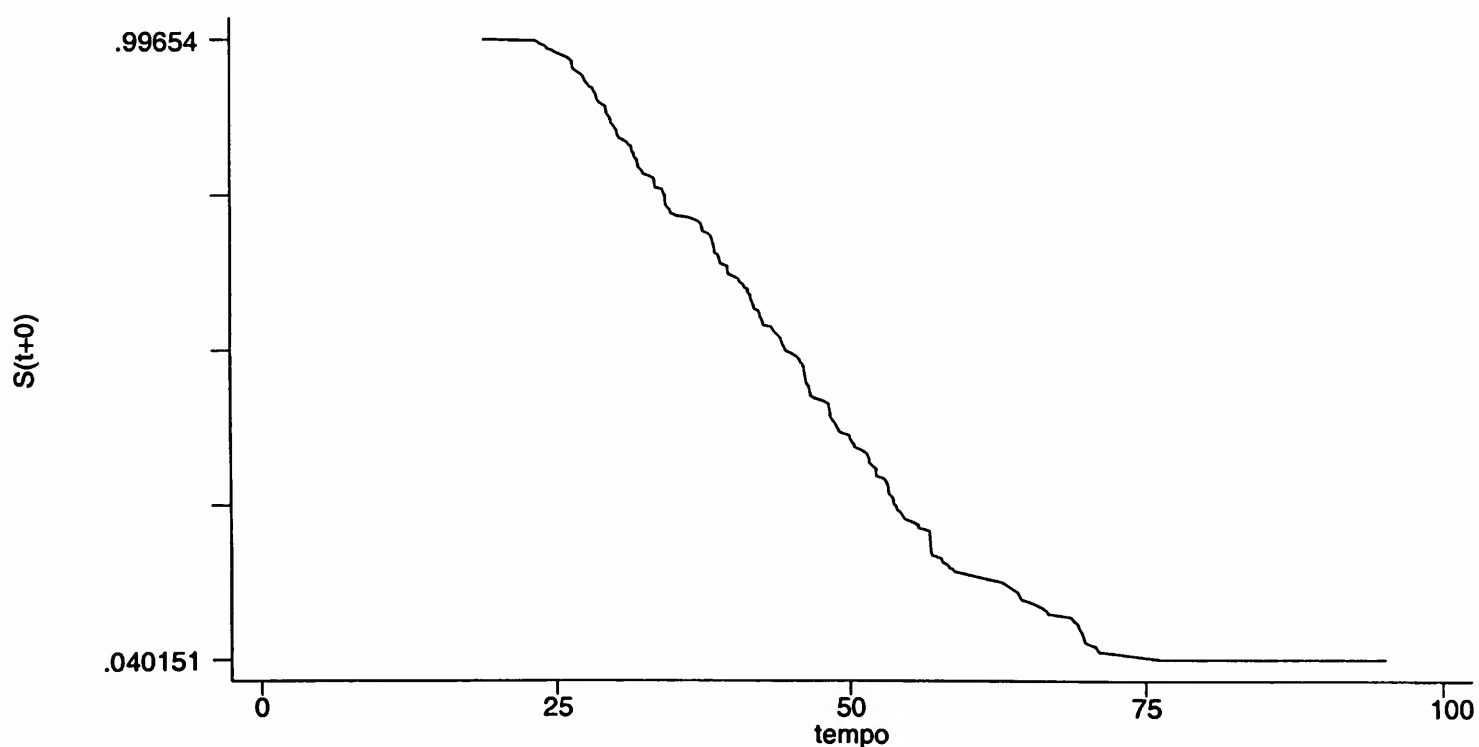
Dentro da classe de modelos não-paramétricos, o estimador de Kaplan-Meier se destaca por apresentar uma abordagem estritamente empírica para estimar as funções risco e sobrevivência, representando uma alternativa para a análise preliminar dos dados.

A Tabela A1, do Apêndice, contém, na primeira coluna, os instantes de tempo nos quais os alunos ou saem da amostra pelo fato de já terem concluído o curso, ou aparecem como tendo duração censurada pelo fato de ainda estarem matriculados no curso. Cabe destacar que, para

cada aluno, o tempo não guarda qualquer relação com o tempo calendário, pois este é mensurado tomando como origem o momento em que aluno iniciou o curso de Mestrado. Assim, por exemplo, dos 289 alunos que compõem amostra, somente 1 havia completado o curso em 18 meses, e assim sucessivamente. A terceira coluna apresenta o número de alunos que completaram o curso. A quarta coluna mostra o número de alunos que são censurados pelo fato de ainda estarem matriculados no curso no momento da coleta dos dados. Desta forma, por exemplo, dos 221 alunos cuja duração no Mestrado é igual ou superior a 34,17 meses, 5 aparecem com duração censurada e, conseqüentemente, registrados como tendo no mínimo 34,17 meses de duração no curso. Na quinta coluna encontra-se a estimativa de Kaplan-Meyer da função sobrevivência, enquanto que as duas últimas colunas mostram os limites do intervalo de confiança, ao nível de 95%, para a função sobrevivência estimada. A duração média do curso de Mestrado para o período 1992-1999 é de cerca de 41 meses.

O Gráfico 1 apresenta a estimativa de Kaplan-Meyer da função sobrevivência, com o eixo das abscissas representando o tempo de duração em meses. Observa-se que a probabilidade de um aluno permanecer no curso se reduz lentamente com o passar do tempo. Depois de 75 meses no curso, a probabilidade de permanecer no Mestrado cai praticamente a zero, enquanto a probabilidade de sobreviver em dois anos (24 anos) de curso é praticamente certa.

Gráfico 1
Estimativa de Kaplan-Meyer da Função Sobrevivência



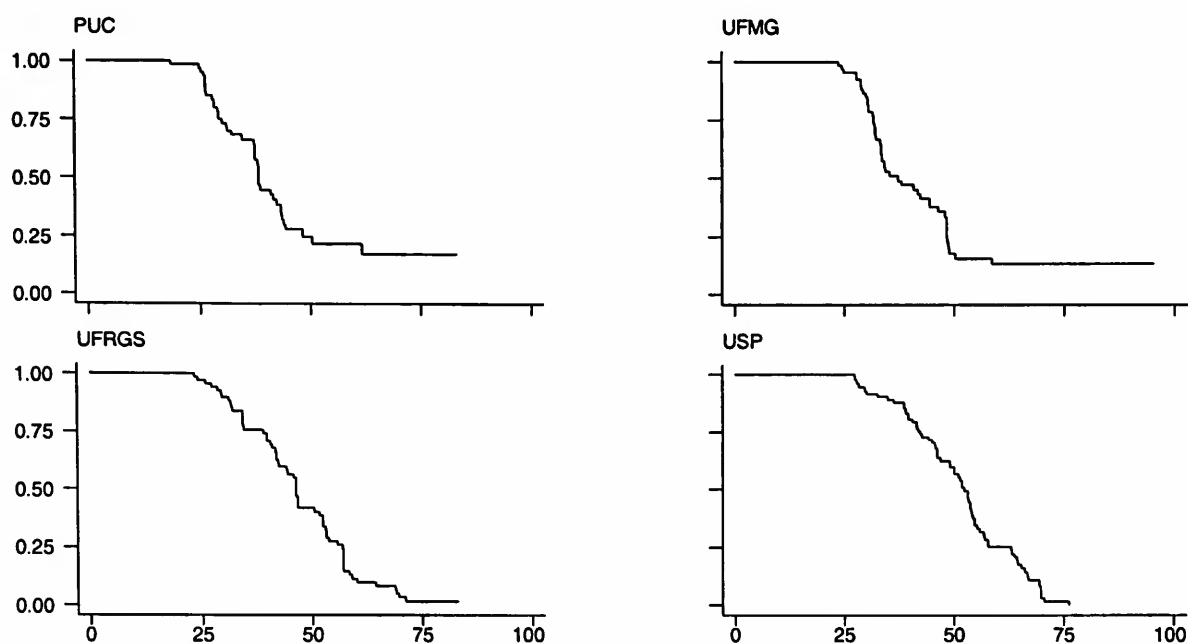
Com o objetivo de testar a igualdade das funções risco entre os grupos aplicou-se o teste de Savage para cada estratificação. A Tabela 4 mostra a síntese dos resultados para as várias estratificações. A hipótese nula de igualdade entre as funções risco não pode ser rejeitada para sexo, idade, naturalidade, para o fato de o aluno ter feito graduação no mesmo centro que está cursando o Mestrado, para migração e para o número de anos entre o final da graduação e o começo do Mestrado. Por outro lado, a hipótese nula de igualdade entre as funções risco pode ser rejeitada para centro, instituição onde foi feito o curso de graduação, ano de ingresso e nota relativa. Com relação a essa última variável, sua construção foi efetuada por meio da divisão em três grupos (percentil 33,33, acima do percentil 33.33 até o percentil 66,66 e acima do percentil 66.66) de alunos de cada centro de acordo com as respectivas notas nas disciplinas cursadas. Tal estratégia se justifica pelo fato de as disciplinas não serem perfeitamente comparáveis entre os diferentes centros. Portanto, o que posteriormente denominaremos de notas “alta”, “média” e “baixa” representam a ordenação do desempenho nas disciplinas cursadas pelos alunos em cada centro.

Tabela 4
Teste para Igualdade das Funções Risco para os Diferentes Grupos

	Estatística χ^2	P-Valor
Sexo	0.07	0.796
Centro	9.09	0.028
Idade	0.93	0.819
Naturalidade	8.15	0.148
Instituição do curso de graduação	4.69	0.096
Graduação no mesmo Centro	0.21	0.649
Ano de ingresso	28.68	0.000
Nota relativa	28.44	0.000
Migração	0.11	0.741
Anos entre final da graduação e início do curso	2.47	0.290

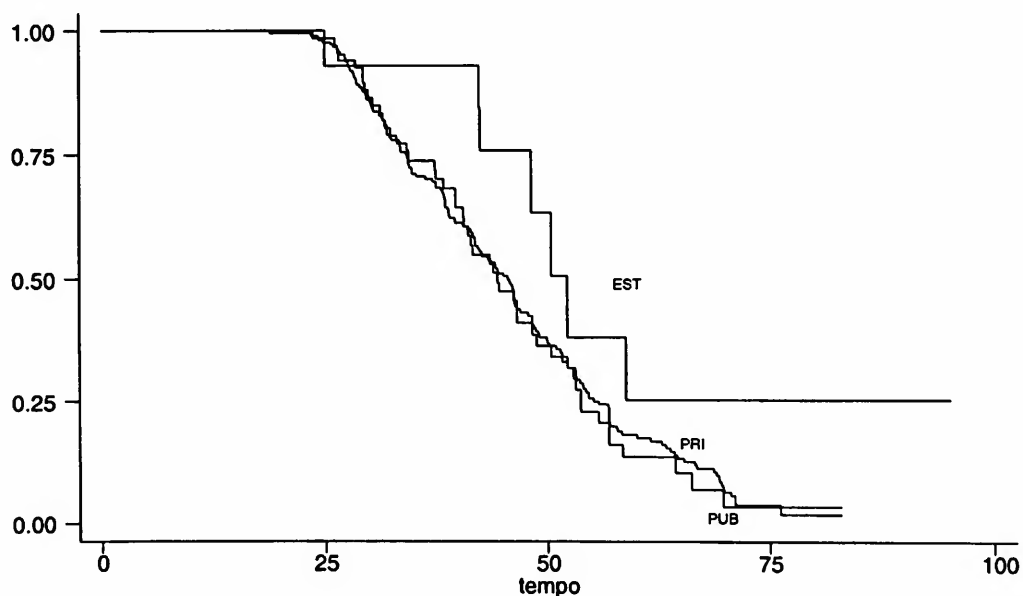
O Gráfico 2 mostra a função sobrevivência de acordo com o Centro. Como se vê, para todos os centros a probabilidade de permanecer no Mestrado é de praticamente 100% nos dois primeiros anos de curso. Contudo, quando o aluno está há 4 anos no Mestrado, a probabilidade de terminar o curso na PUC-Rio e na UFMG é bem menor do que na UFRGS e na USP (menos de 25% contra cerca de 35%). Por outro lado, passados os 4 anos, a probabilidade de permanecer na PUC-Rio e na UFMG é a mesma, enquanto que na UFRGS e na USP tal probabilidade cai lentamente até atingir praticamente zero depois de 75 meses.

Gráfico 2
Estimativa de Kaplan-Meier da Função Sobrevivência Segundo o Centro



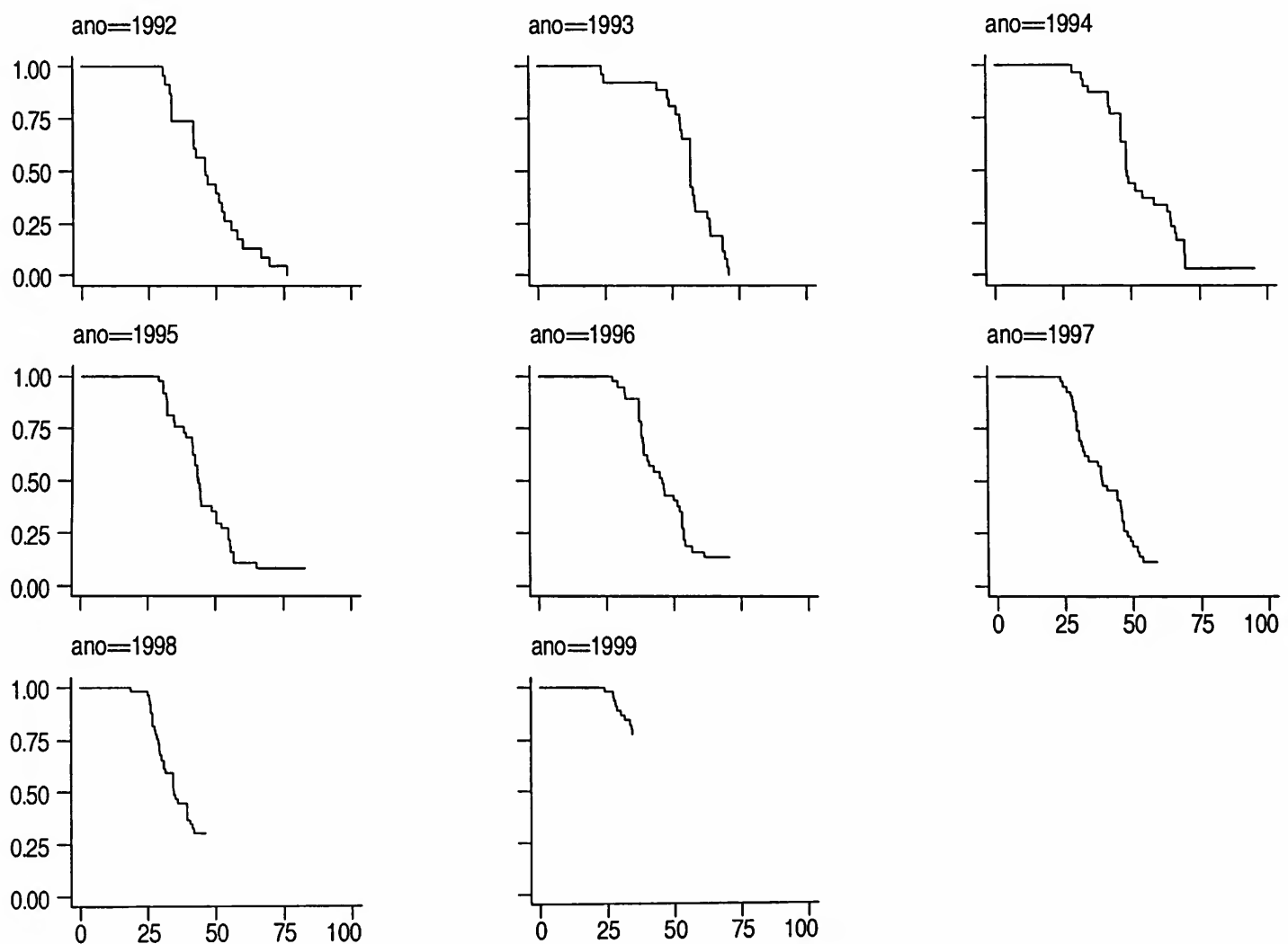
No Gráfico 3 visualiza-se a função sobrevivência segundo o “tipo” de instituição na qual o aluno cursou a graduação (universidade pública, privada ou “estrangeira”, caso o aluno tenha cursado a graduação no exterior). Como se observa, o fato do aluno ter cursado a graduação em universidade privada ou pública não interfere, de maneira significativa, no comportamento da função sobrevivência, ao passo que a realização da graduação no exterior aumenta a probabilidade de este permanecer no Mestrado, comparativamente aos dois grupos anteriores.

Gráfico 3
Estimativa de Kaplan-Meier da Função Sobrevivência Segundo o Tipo de Instituição na Qual o Aluno Cursou a Graduação



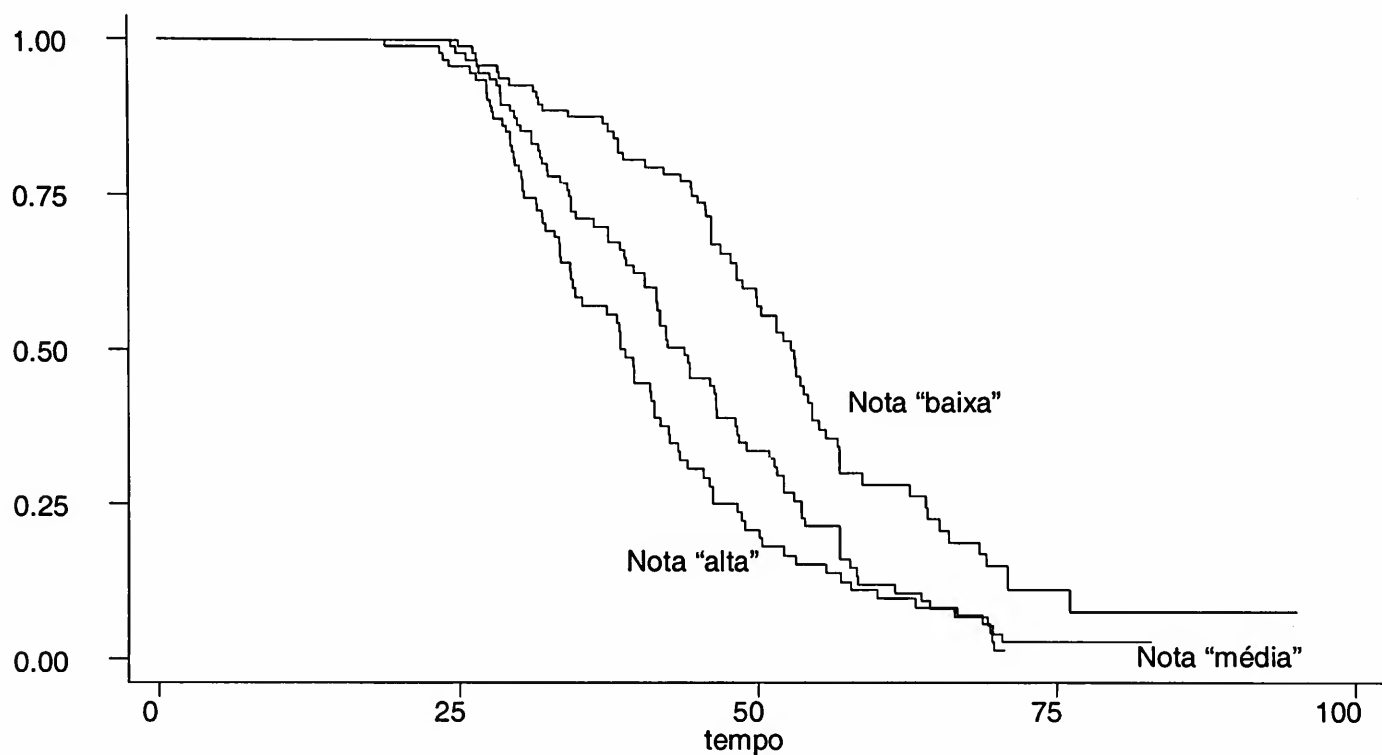
No Gráfico 4 encontram-se as funções sobrevivência estimadas segundo o ano de ingresso dos alunos no Mestrado. Observa-se a ocorrência de comportamentos diferenciados da função sobrevivência, o que vem indicar a possível existência de um efeito coorte entre os alunos. Tal efeito pode ser resultado, entre outros fatores, do ambiente macroeconômico, institucional e acadêmico diferenciado que cada coorte tem ao longo de seu respectivo período de Mestrado. Mais importante ainda parece ser a mudança de regras nos diferentes centros reduzindo o período máximo de conclusão de curso nos anos recentes. Em outros termos, se do ponto de vista institucional é possível permanecer mais tempo no Mestrado, o aluno fica. Caso contrário, ele finaliza o Mestrado no prazo legal mais curto. Assim sendo, parece bastante positiva a discussão de alguns centros no sentido de reduzir ainda mais o tempo máximo para a conclusão de seus cursos. Isto implicaria, simultaneamente, uma disseminação mais rápida do conhecimento e uma economia de recursos.

Gráfico 4
Estimativa de Kaplan-Meier da Função Sobrevivência
Segundo o Ano de Ingresso do Aluno



O Gráfico 5 expõe a função sobrevivência de acordo com a nota relativa do aluno. Como se pode observar, os alunos de melhor desempenho dentro de cada centro possuem uma probabilidade de permanecer no Mestrado inferior aos demais estudantes, enquanto que os alunos de pior desempenho são aqueles que possuem a maior probabilidade de permanecer no Mestrado.

Gráfico 5
Estimativa de Kaplan-Meier da Função Sobrevivência
Segundo a Nota Relativa do Aluno



Como observado anteriormente, este tipo de resultado é importante como uma análise preliminar dos dados. O estimador de Kaplan-Meier, por sua simplicidade e flexibilidade, é útil como ponto de partida quando não se possui uma informação precisa sobre a forma funcional do modelo. Até o presente momento, considerou-se que a função risco depende unicamente do período em que o aluno está no curso. No entanto, pode-se imaginar que uma série de variáveis, tais como o sexo, idade, curso de graduação, tempo entre o fim da graduação e ingresso no Mestrado, entre outras, provavelmente interfiram na taxa instantânea de saída. A inclusão de tais variáveis será feita nas duas próximas seções.

3.3 Modelo de Cox estendido

Diferentemente do modelo de regressão linear clássico, no qual as variáveis explicativas afetam a média da distribuição da variável dependente, o efeito dos regressores no modelo de Cox estendido ocorre por meio da multiplicação da função risco por um escalar, deslocando-a na mesma proporção ao longo de toda a duração do curso de Mestrado, no caso em estudo.

Inicialmente, considerou-se como potenciais variáveis explicativas a naturalidade, o sexo, o ano de entrada, a idade quando o aluno ingressou no curso, o tempo entre o final da graduação e início do Mestrado, a nota relativa, se o aluno migrou ou não para cursar o Mestrado, se o aluno fez ou não a graduação no mesmo centro no qual cursou o Mestrado, se o aluno cursou economia ou outro curso, se a instituição cuja graduação foi cursada é pública, privada ou estrangeira, o centro no qual o aluno cursou o Mestrado e as interações do centro de Mestrado com as demais variáveis. Seguindo a estratégia de Menezes-Filho e Picchetti (2000), contudo, foram eliminadas seqüencialmente as variáveis cujos coeficientes não apresentaram significância estatística. A especificação final é apresentada na Tabela 5. Ao invés dos coeficientes, a tabela expõe a razão de risco para cada variável explicativa. Caso seu valor seja superior a um, a variável em questão desloca a função de risco básico para cima, elevando a probabilidade de o aluno terminar o curso, caso contrário, diminui a referida probabilidade.

Tabela 5
Estimativas do Modelo de Cox Estendido para o Modelo Selecionado

Variável	Razão de Risco	Erro Padrão	Teste "z"	P-valor
Ingresso em 1998	2.461606	0.478224	4.637	0.000
Ingresso em 1993	0.562668	0.104722	-3.09	0.002
Centro_UFRGS	1.551901	0.25905	2.633	0.008
PUC_anos_entre_grad	1.089461	0.016647	5.607	0.000
UFMG_nota_relativa	1.468253	0.116416	4.844	0.000
Nota_relativa	1.528946	0.136958	4.74	0.000

Número de observações: 289

Número de observações não-censuradas: 225

Wald $\chi^2(6)$: 128.01

Log Verossimilhança: -1029.11

O fato de o aluno ter ingressado no curso em 1998, controlado pelas demais variáveis, aumenta a probabilidade de o mesmo terminar o curso com sucesso, enquanto o fato de ele ter ingressado em 1993 diminui esta probabilidade.

Para a UFRGS, o centro de origem do candidato aumenta a probabilidade de término. Para a PUC, quanto mais tempo passar entre a graduação e a entrada no Mestrado, maior é a probabilidade de término. Em todos os centros, a nota relativa é uma variável fundamental, com os alunos de melhor desempenho possuindo uma probabilidade mais elevada de terminar o curso com sucesso.

Os Gráficos 7, 8, 9 e 10, a seguir, mostram as funções sobrevivência para um aluno típico da amostra para as diferentes variáveis explicativas selecionadas no modelo final.

Gráfico 7

Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da Amostra Ingressante nos Anos de 1993 e 1998

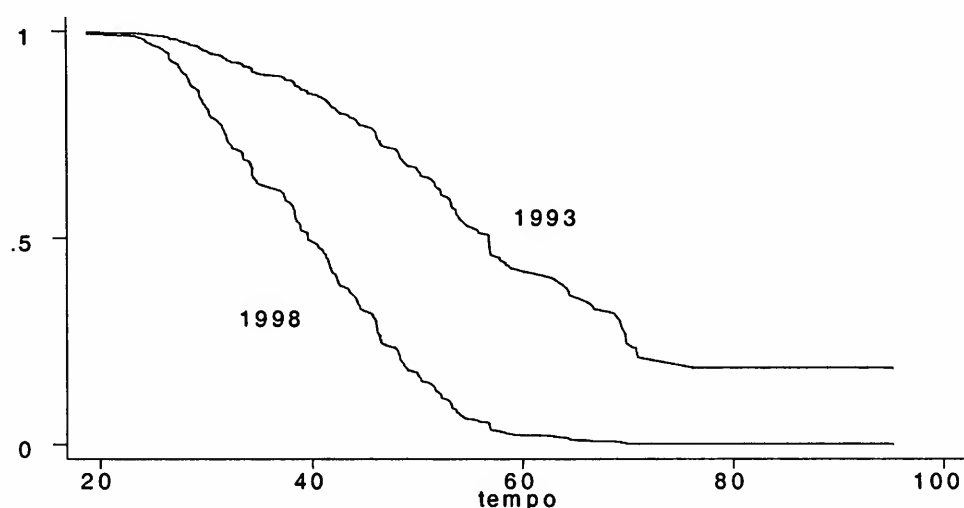


Gráfico 8

Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da UFMG Segundo a Nota Relativa

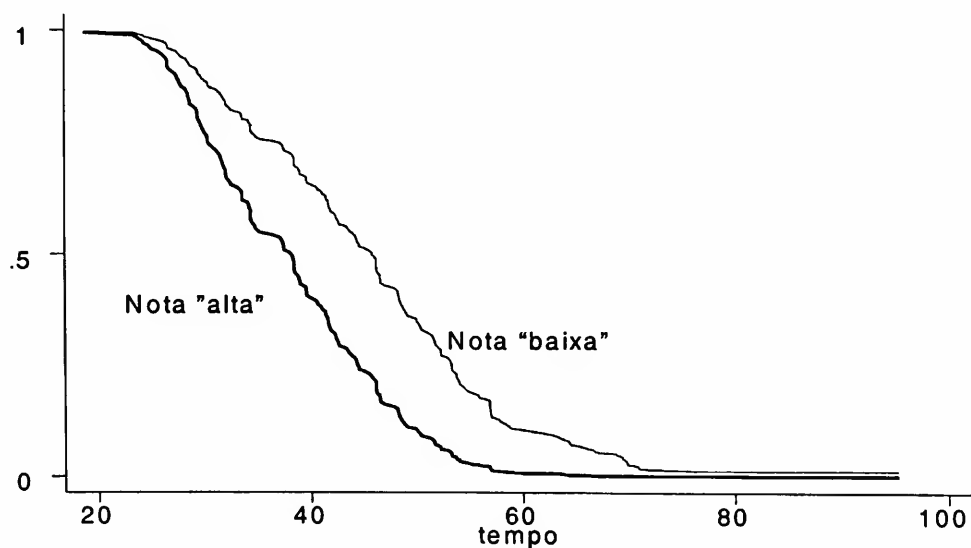


Gráfico 9
Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico Segundo o Centro (UFRGS ou não)

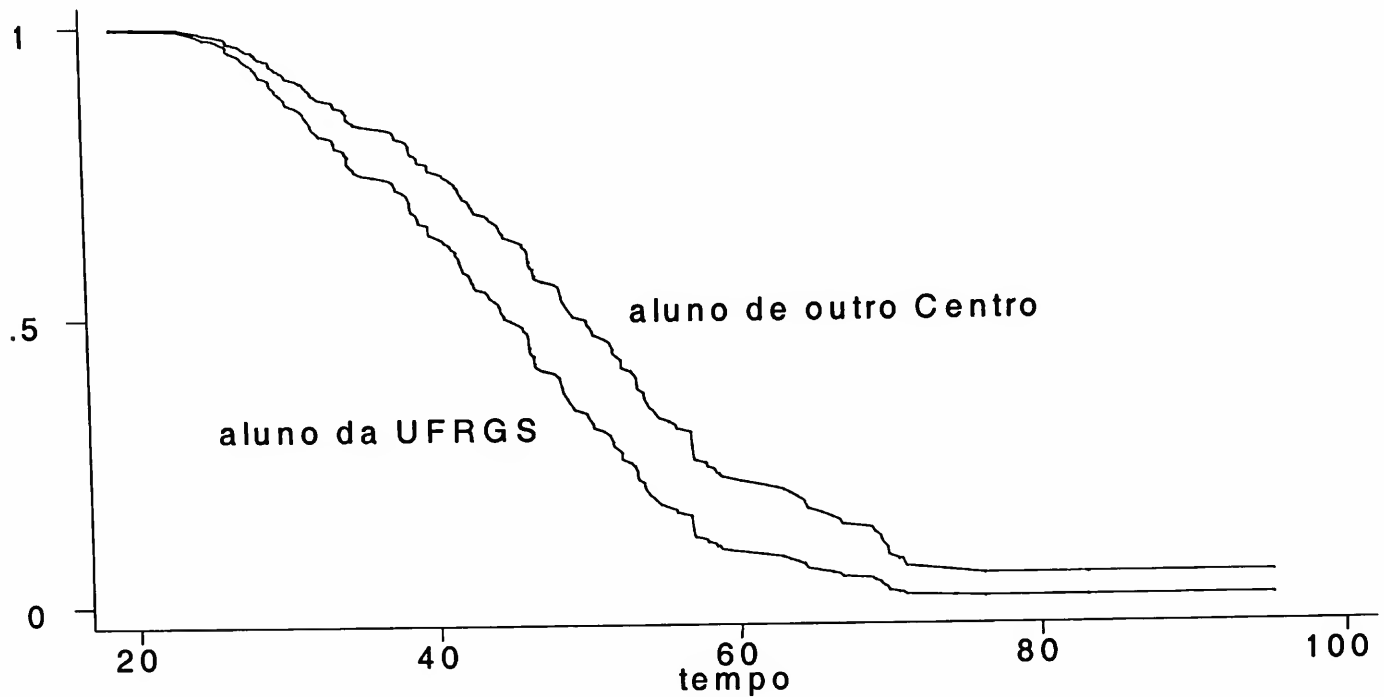
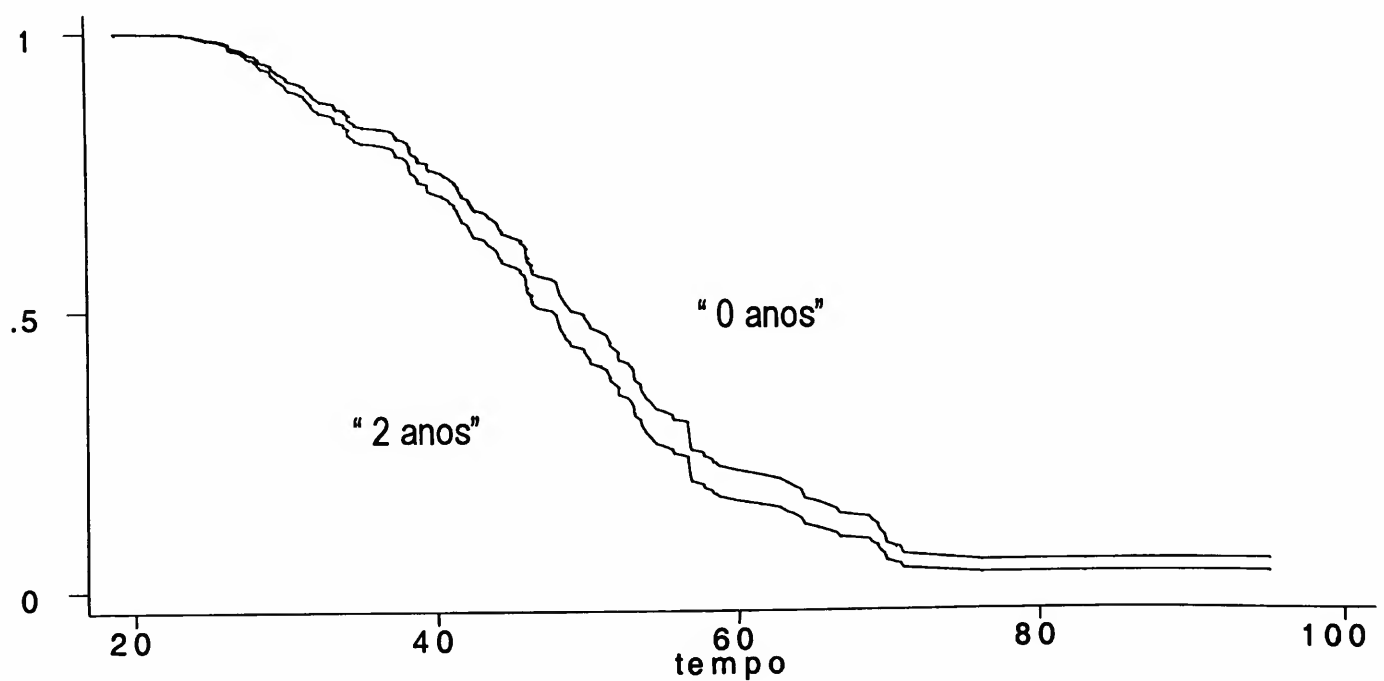
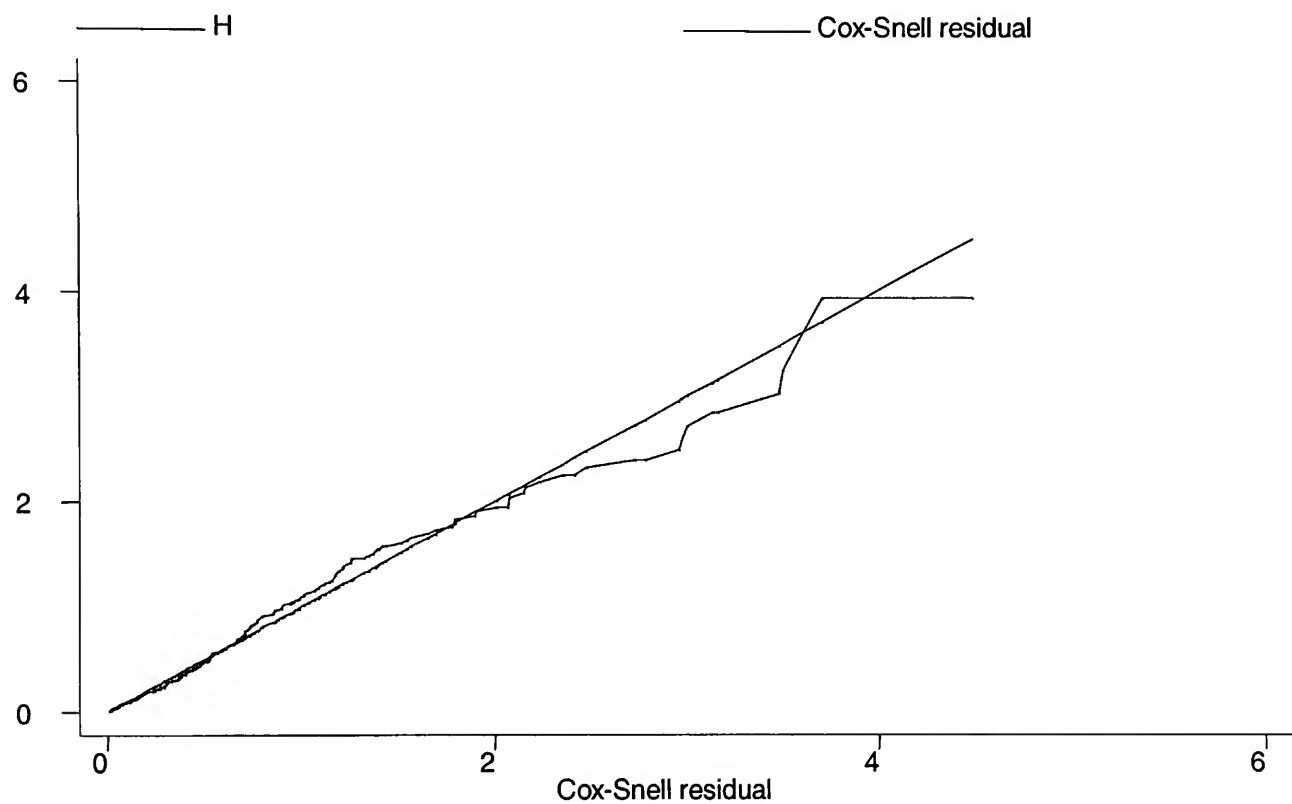


Gráfico 10
Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da PUC Segundo o Tempo Entre o Final da Graduação e Início do Mestrado



O Gráfico 11 mostra o procedimento proposto do Cox e Snell (1968) para examinar o ajustamento da especificação selecionada. No eixo das ordenadas encontra-se o valor estimado dos resíduos de Cox e Snell, enquanto que no eixo das abscissas encontram-se os valores observados da função risco integrada, obtidos a partir do estimador de Kaplan-Meier. Caso o modelo especificado seja o correto, espera-se que os pontos se concentrem ao longo da linha de 45 graus, ao passo que desvios sistemáticos indicam uma especificação inadequada do modelo. Como se pode observar, o modelo de Cox se ajusta consideravelmente aos dados.

Gráfico 11
Procedimento de Cox e Snell para Testar a Especificação
do Modelo de Cox Estendido



Por outro lado, a hipótese mais importante do modelo de Cox, cuja validade merece maior atenção, refere-se à proporcionalidade das funções risco entre os diversos grupos ao longo do tempo. O teste formal, cujos resultados são expostos na Tabela 6, é baseado em Grambsch e Thernau (1994). A hipótese alternativa, considerada pelo referido teste, postula que os coeficientes no modelo de riscos proporcionais variam no tempo.

Tabela 6
Resultados do Teste de Grambsch e Thernau

	rho	χ^2	df	P-Valor
Ingresso em 1998	-0.0916	1.80	1	0.180
Ingresso em 1993	0.0743	0.94	1	0.332
Centro_UFRGS	0.0850	1.71	1	0.191
PUC_anos_entre	-0.0485	0.12	1	0.726
UFMG_nota_relativa	0.0204	0.10	1	0.751
Nota_relativa	-0.0781	1.48	1	0.223
Teste global		9.29	6	0.158

Não é possível rejeitar a hipótese nula da proporcionalidade das funções risco entre os diversos grupos ao longo do tempo, tanto para o conjunto das variáveis explicativas (teste global) quanto para as variáveis individuais.

3.4 Modelo de aceleração da saída

Se, por um lado, o modelo de Cox não necessita de hipóteses sobre a forma funcional da função de risco básico, por outro, restringe a maneira pela qual as variáveis explicativas interagem com essa última função. O modelo de aceleração da saída, por sua vez, permite a adoção de uma distribuição paramétrica para a duração, além de tornar a função risco dependente de um conjunto de regressores, o que equivale a transformar a unidade de mensuração do eixo relativo ao tempo. Mais especificamente, no modelo de aceleração da saída o logaritmo natural do tempo de sobrevivência é expresso como uma função linear das covariadas.

Ao permitir a parametrização da duração, esta estratégia de modelagem possibilita que se estude com maior detalhamento a existência de dependência de duração. Nesse sentido, o fato de um aluno ter maior ou menor probabilidade de terminar o curso em determinado período de tempo, dado que ele durou até aquele momento, pode ser colocado em termos de dependência de duração e, conseqüentemente, a resposta dependerá, em grande parte, da distribuição paramétrica que o analista esteja disposto a aceitar.

Quanto aos resultados, inicialmente realizamos várias estimativas do tempo de saída do curso com base nas distribuições de Weibull, exponencial, log-logística, lognormal e gamma generalizada. Com relação às variáveis explicativas incluídas, adotou-se a mesma especificação do modelo de riscos proporcionais, com exceção da inclusão de uma constante, que no modelo anterior não podia ser estatisticamente identificada. A Tabela 7 apresenta uma síntese

dos resultados encontrados para as diferentes estimações. Como é possível observar, o sinal dos coeficientes estimados é bastante semelhante entre as diferentes distribuições paramétricas para o tempo de duração.

Tabela 7
Síntese dos Resultados Obtidos Por Meio da Estimação do Modelo de Aceleração da Saída Segundo as Distribuições Seleccionadas

	Exponencial	Weibull	Lognormal	Log-logística	Gamma Generalizada
Centro_UFRGS	-0.232	-0.116	-0.068	-0.065	-0.054
Ingresso em 1993	0.007	0.130	0.171	0.197	0.174
Ingresso em 1998	-0.127	-0.247	-0.224	-0.209	-0.226
PUC_anos_entre_grad	-0.032	-0.022	-0.021	-0.019	-0.022
UFMG_nota_relativa	-0.112	-0.099	-0.091	-0.091	-0.090
Nota_relativa	-0.195	-0.117	-0.111	-0.107	-0.110
Constante	4.548	4.262	4.098	4.079	4.062
Log-Verossimilhança	-287.62	-85.41	-63.81	-63.61	-63.02
Critério de informação de Akaike	587.25	184.81	141.62	141.21	142.04

Resultados mais detalhados da função sobrevivência e da função risco usando-se a distribuição log-logística que, como será visto mais adiante, se ajusta bastante bem aos dados, serão apresentados a seguir.

Tabela 8
Estimativas do Modelo de Aceleração da Saída Baseado na Distribuição Log-logística

Variável	Razão de Risco	Erro Padrão	Teste "z"	P-valor
Centro_UFRGS	-0.06504	0.035033	-1.856	0.063
Ingresso em 1993	0.196769	0.045648	4.311	0.000
Ingresso em 1998	-0.20929	0.05226	-4.005	0.000
PUC_anos_entre_grad	-0.01891	0.008745	-2.162	0.031
UFMG_nota_relativa	-0.09078	0.017341	-5.235	0.000
Nota_relativa	-0.10697	0.023245	-4.602	0.000
Constante	4.079351	0.052713	77.388	0.000
Gamma	0.151953	0.008484		

Número de observações: 289

Número de observações não-censuradas: 225

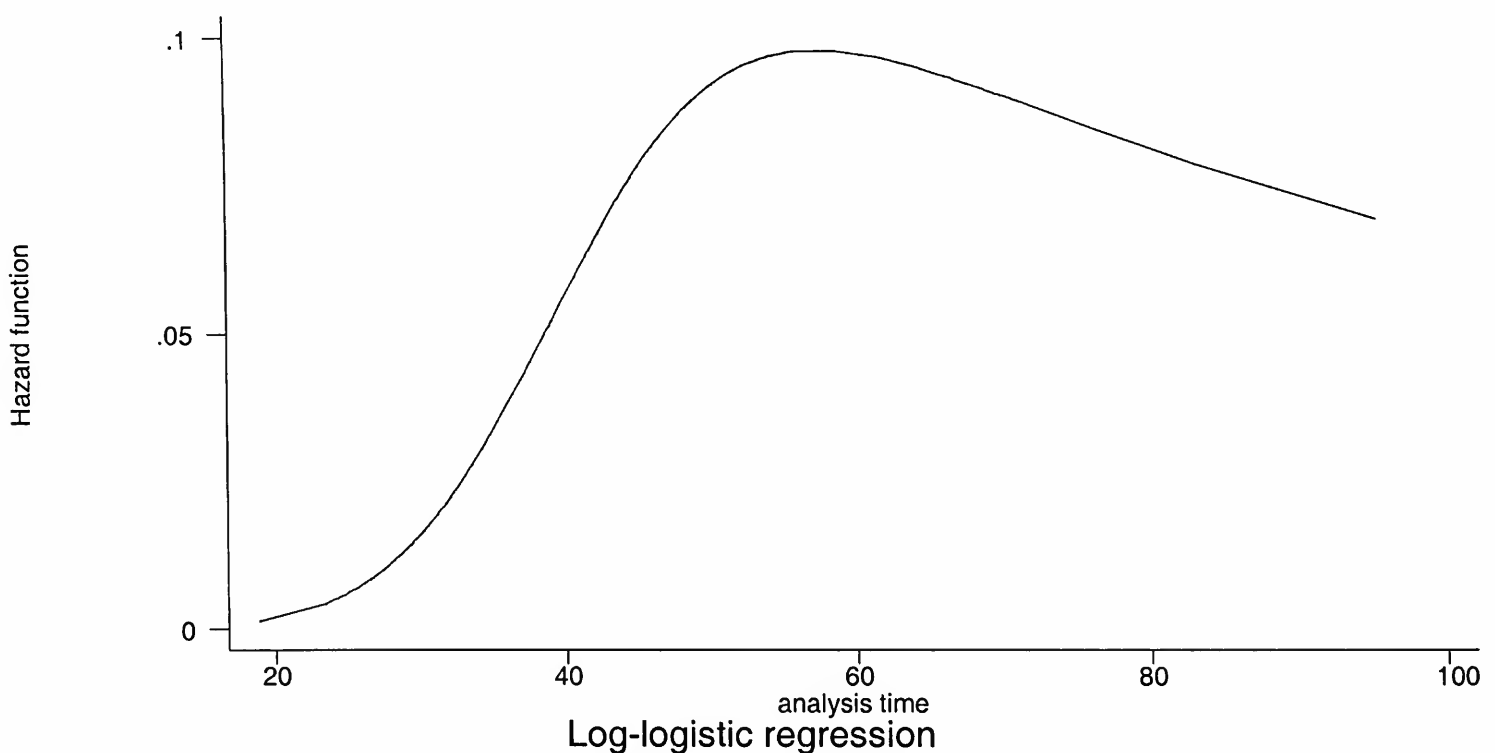
Wald $\chi^2(6)$: 215.27

Log Verossimilhança: -63.6075

Apesar da métrica diferente com relação ao modelo de risco proporcional, os resultados qualitativos dos efeitos das covariadas sobre o tempo de duração do curso são idênticos àqueles encontrados para o modelo de Cox estendido. No entanto, a vantagem do modelo paramétrico reside na possibilidade de estimação direta das funções risco e sobrevivência.

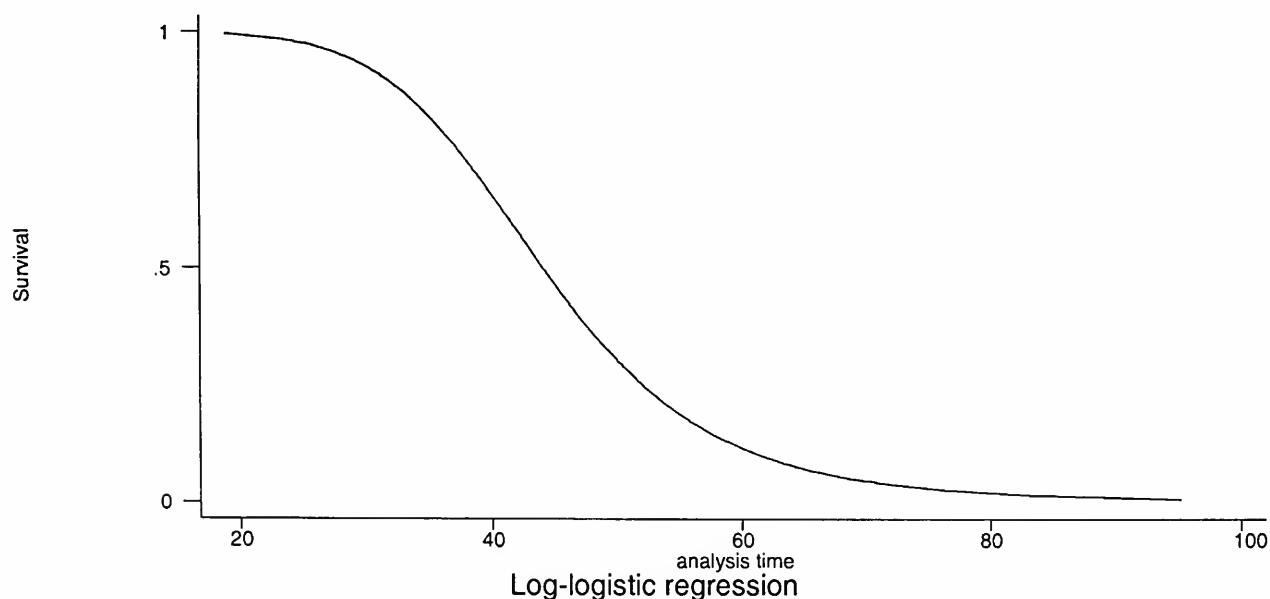
O Gráfico 12 mostra a função risco para um aluno típico da amostra. Observa-se que a probabilidade condicional de o aluno terminar o curso aumenta rapidamente até o quadragésimo mês de curso, quando então essa probabilidade cresce de forma mais lenta, alcançando um valor próximo à unidade um pouco antes do sexagésimo mês de curso, quando então essa probabilidade começa a apresentar comportamento decrescente.

Gráfico 12
Estimativa da Função de Risco para um Aluno Típico da Amostra



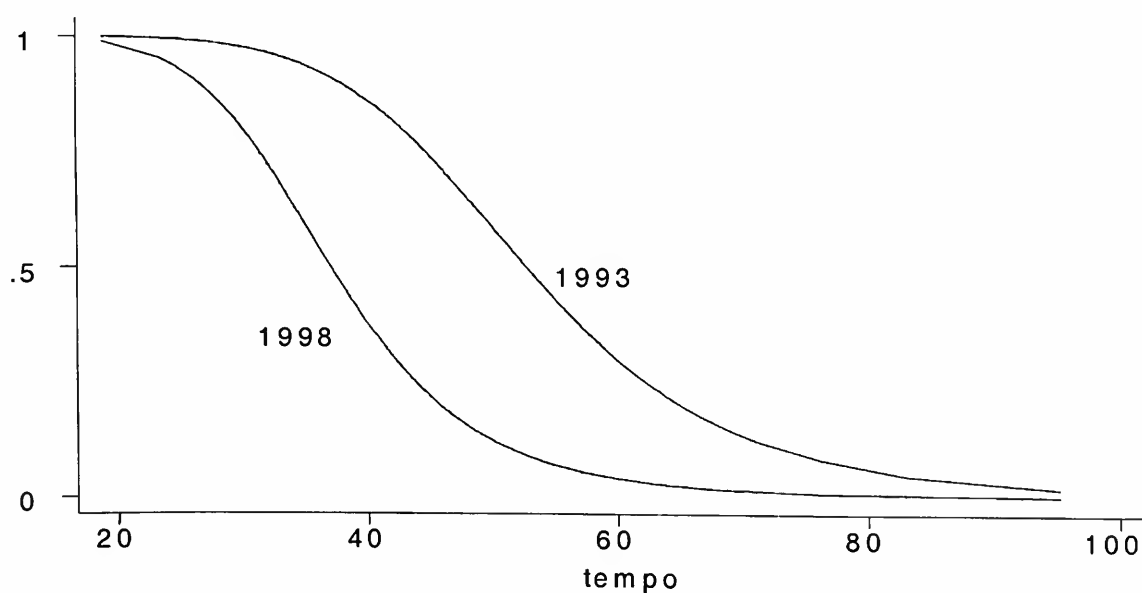
O Gráfico 13, por sua vez, mostra a função sobrevivência para um aluno típico da amostra. Ele fornece a mesma informação dada pela função risco, ou seja, a probabilidade do aluno típico da amostra continuar no curso decresce lentamente até aproximadamente o quadragésimo mês, quando começa a apresentar um comportamento de queda mais acentuado, alcançando praticamente zero depois do sexagésimo mês de curso.

Gráfico 13
Estimativa da Função Sobrevivência para um Aluno Típico da Amostra



O aluno típico que ingressa em 1998 tem uma função sobrevivência bastante distinta da do aluno que ingressa em 1993, como se observa no Gráfico 14. Primeiro, a probabilidade de continuar no curso cai muito mais rapidamente. Antes mesmo de 40 meses a probabilidade de sobrevivência já é menor do que 50%, enquanto que para o aluno ingressante em 1993 só perto dos 60 meses é que este ponto é atingido. Além disso, para um ingressante em 1998, a probabilidade de sobrevivência cai a zero já a partir do sexagésimo mês, enquanto que para os ingressantes em 1993 isto só ocorre depois do octagésimo mês.

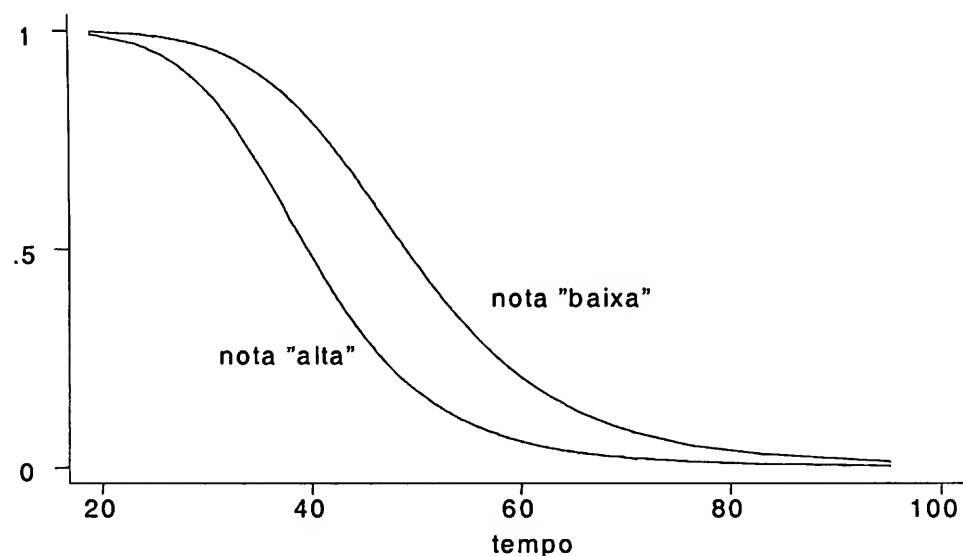
Gráfico 14
Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da Amostra Ingressante nos Anos de 1993 e 1998



O Gráfico 15 mostra a estimativa da função sobrevivência de um aluno típico da amostra de acordo com a nota relativa. O aluno com nota alta tem uma probabilidade de sobrevivência de 50% no quadragésimo mês, enquanto que um aluno de nota baixa tem esta mesma probabilidade até quase o sexagésimo mês.

Gráfico 15

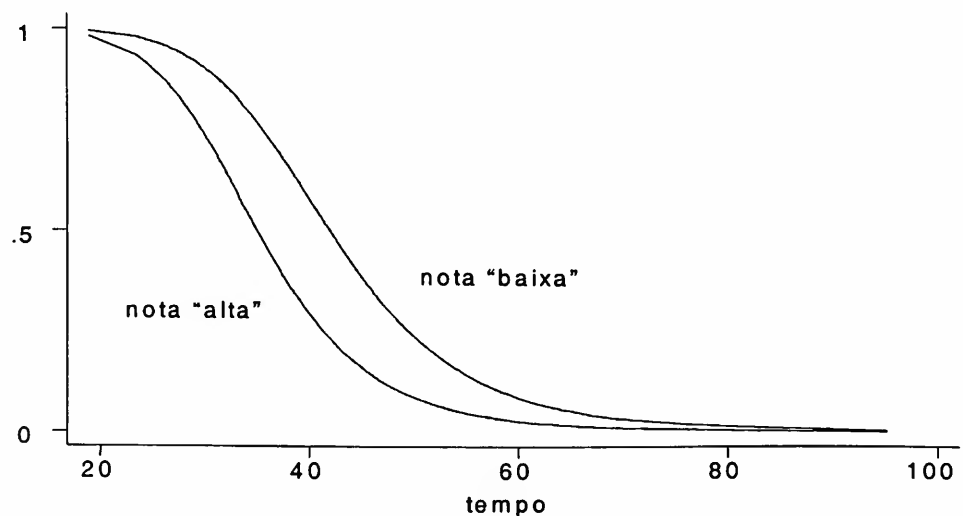
Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da Amostra Segundo a Nota Relativa



O Gráfico 16 mostra a estimativa para a função sobrevivência de um aluno típico da UFMG segundo a nota relativa, mostrando o mesmo efeito qualitativo do gráfico anterior.

Gráfico 16

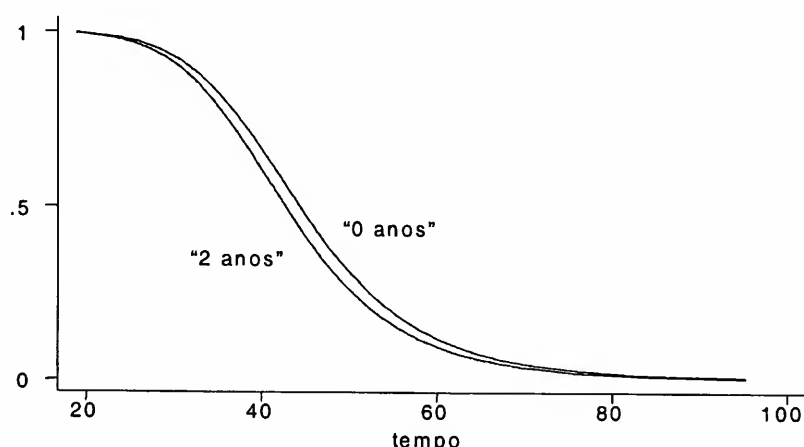
Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da UFMG Segundo a Nota Relativa



No Gráfico 17 visualiza-se o comportamento da função sobrevivência de um aluno típico da PUC segundo o tempo entre o final da graduação e início do Mestrado. Para esse centro, o aluno típico que possui dois anos entre o final da graduação e início no curso possui uma probabilidade ligeiramente menor de permanecer nesse, quando comparado ao aluno típico que sai da graduação diretamente para o Mestrado.

Gráfico 17

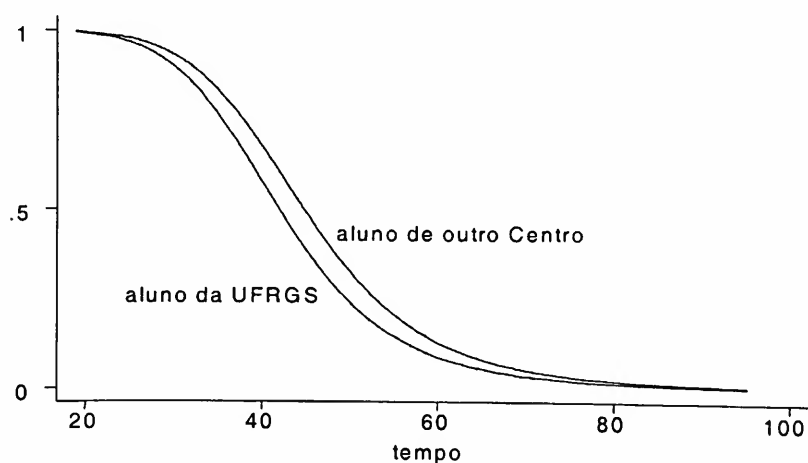
Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da PUC Segundo o Tempo Entre o Final da Graduação e Início do Mestrado



O Gráfico 18 mostra a função sobrevivência para um aluno típico da UFRGS comparativamente ao aluno típico dos demais centros. Observa-se que, controlado pelas demais variáveis, o fato do aluno cursar o Mestrado na UFRGS diminui a probabilidade de permanência no curso.

Gráfico 18

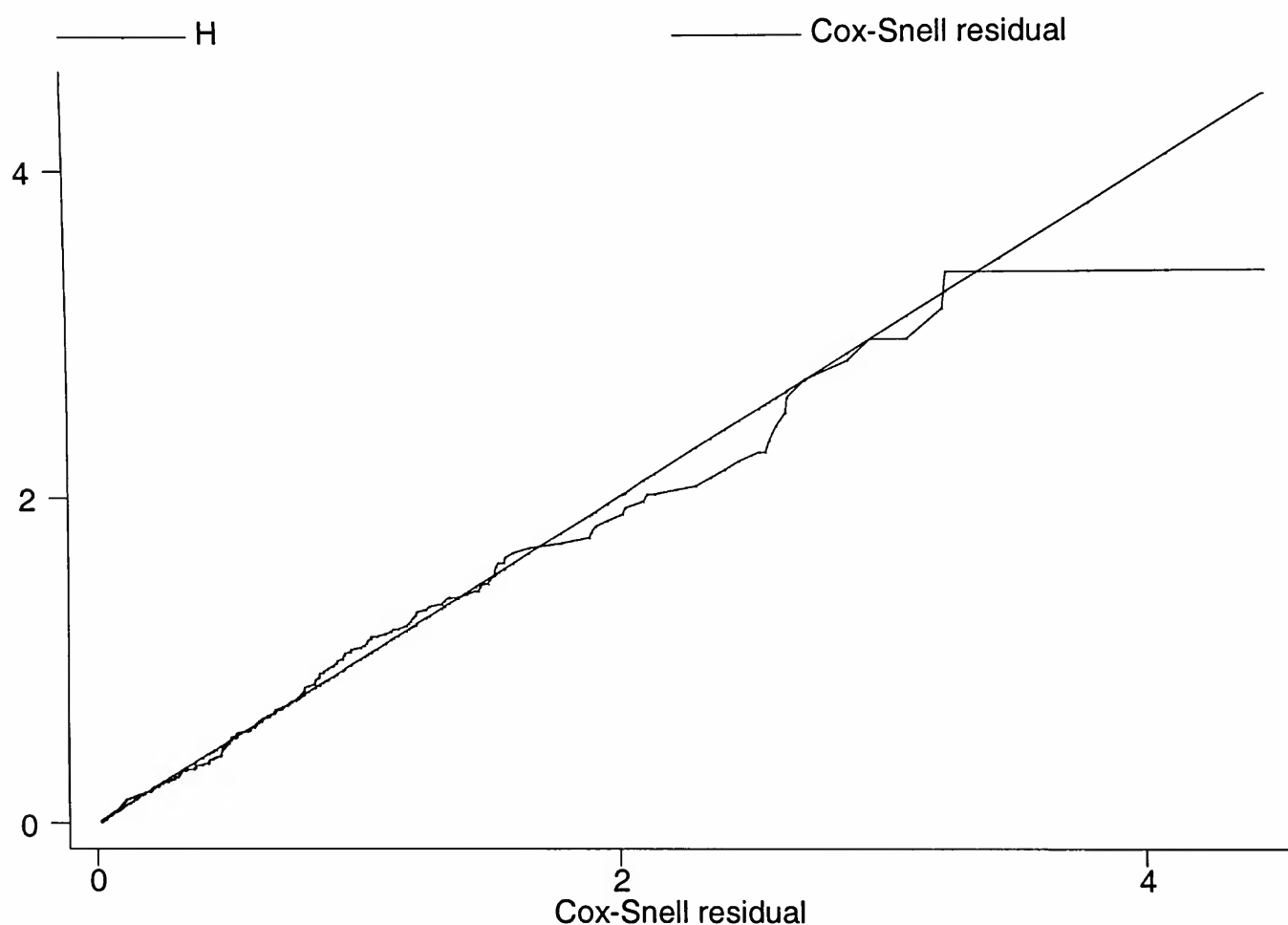
Estimativa do Modelo de Cox Estendido para a Função Sobrevivência de um Aluno Típico da Amostra Segundo o Centro (UFRGS ou não)



Para analisar a adequação do modelo escolhido usa-se novamente o modelo de Cox e Snell. Como observado, o modelo de aceleração da saída com a especificação baseada na função log-logística se ajusta bastante bem aos dados, conforme mostra o Gráfico 19.

↑

Gráfico 19
Procedimento de Cox e Snell para Testar a Especificação do Modelo
Baseado na Distribuição Log-logística



4 Conclusão

Conforme a análise precedente, os estimadores de Kaplan-Meyer, Cox estendido e de aceleração da saída apresentaram resultados bastante semelhantes, com ligeiras distinções.

Quanto ao estimador de Kaplan-Meyer, é possível asseverar que foram confirmadas estatisticamente pelo teste de Savage o centro, a instituição onde foi feita a graduação, o ano de ingresso e a nota relativa.

No que se refere ao modelo de Cox estendido, além da confirmação do ano de entrada, a influência da nota relativa no término mais rápido do curso poderia ser acrescentada à análise. Com relação ao modelo de aceleração da saída, os resultados encontrados são praticamente os mesmos do modelo semiparamétrico, na medida em que os efeitos qualitativos das covariadas sobre o tempo de duração do curso mostrados são idênticos àqueles encontrados para o modelo de Cox estendido.

Em suma, os três estimadores utilizados no estudo não apresentaram efeitos contraditórios das variáveis explicativas sobre o tempo de duração do Mestrado, fato este que parece legitimar os resultados encontrados.

Para finalizar, é importante observar novamente que este é apenas um estudo preliminar sobre o assunto. A maior parte dos centros não tem informação sistematizada sobre as características dos seus alunos. Assim, espera-se que com o passar do tempo a amostra aumente e os resultados se tornem mais claros e mais gerais.

De qualquer forma, o exercício é válido como uma primeira abordagem para um problema que é fundamental, qual seja, o de verificar quais são os determinantes da duração dos cursos de Mestrado em Economia no Brasil. Isto porque, espera-se que a partir do conhecimento desses determinantes seja possível redesenhar as políticas dos diversos centros de pós-graduação, no sentido de reduzir o tempo de duração sem que a qualidade dos mesmos seja comprometida, permitindo, assim, uma melhor alocação dos recursos destinados ao Mestrado, que são essencialmente públicos.

Bibliografia

- Avelino, R. *Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo*. 2001. Dissertação (Mestrado em Economia). IPE/USP. São Paulo.
- Cox, D. R.; Snell, E. J. A general definition of residuals. *Journal of the Royal Statistical Society*, B 30. p. 248-275, 1968.
- Grambsch, P.; Therneau, T. Proportional hazards tests and diagnostics based on weighed residuals. *Biometrika*, v. 81, p. 515-526, 1994.
- Greene, W. *Econometric analysis*. Macmillan, 1993.
- Issler, J. V.; Pillar, T. Mensurando a produção científica de pesquisadores e instituições brasileiras. *Texto de Seminários Acadêmicos*, IPE/USP, 2002.

Kiefer, N. Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, v. 26, p. 646-679, 1988.

Menezes-Filho, N. A., Picchetti, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 1, abril 2000.

Apêndice

Tabela A1
Resultados do Estimador de Kaplan-Meyer

Tempo	Total de Observações	Saídas	Perda Líquida	Função Sobrevivência	Função Sobrevivência IC 95% Lim Inferior	Função Sobrevivência IC 95% Lim Superior
18.83	289	1	0	0.9965	0.9757	0.9995
23.4	288	1	0	0.9931	0.9726	0.9983
23.7	287	1	0	0.9896	0.9682	0.9966
24.23	286	1	0	0.9862	0.9635	0.9948
24.37	285	1	0	0.9827	0.9589	0.9928
24.8	284	1	0	0.9792	0.9544	0.9906
25	283	1	0	0.9758	0.9499	0.9884
25.6	282	1	0	0.9723	0.9454	0.9861
26	281	1	0	0.9689	0.941	0.9837
26.17	280	1	0	0.9654	0.9366	0.9812
26.47	279	1	0	0.9619	0.9323	0.9787
26.5	278	1	0	0.9585	0.928	0.9762
26.53	277	2	0	0.9516	0.9196	0.971
26.67	275	1	0	0.9481	0.9154	0.9684
27.33	274	2	0	0.9412	0.9071	0.963
27.4	272	1	0	0.9377	0.903	0.9603
27.63	271	2	0	0.9308	0.8948	0.9548
27.73	269	1	0	0.9273	0.8907	0.952
27.93	268	1	0	0.9239	0.8867	0.9492
28.17	267	1	0	0.9204	0.8827	0.9464
28.23	266	1	0	0.917	0.8787	0.9436
28.4	265	1	0	0.9135	0.8747	0.9407
28.43	264	1	0	0.91	0.8707	0.9378
28.57	263	2	0	0.9031	0.8628	0.9321
28.67	261	1	0	0.8997	0.8588	0.9292
29	260	1	0	0.8962	0.8549	0.9262
29.23	259	1	0	0.8927	0.851	0.9233
29.3	258	2	0	0.8858	0.8432	0.9174
29.33	256	1	0	0.8824	0.8393	0.9145
29.43	255	1	0	0.8789	0.8354	0.9115
29.6	254	1	0	0.8754	0.8315	0.9085
29.67	253	1	0	0.872	0.8277	0.9055
29.7	252	1	0	0.8685	0.8238	0.9025
29.87	251	1	0	0.8651	0.82	0.8995
30	250	1	0	0.8616	0.8162	0.8965
30.17	249	1	0	0.8581	0.8123	0.8935
30.27	248	1	0	0.8547	0.8085	0.8905
30.3	247	2	0	0.8478	0.8009	0.8844
30.43	245	1	0	0.8443	0.7971	0.8813
31.07	244	2	0	0.8374	0.7895	0.8752
31.23	242	1	0	0.8339	0.7858	0.8721
31.43	241	1	0	0.8304	0.782	0.869
31.53	240	2	0	0.8235	0.7745	0.8629
31.67	238	1	0	0.8201	0.7707	0.8598
31.7	237	1	0	0.8166	0.767	0.8567
31.83	236	1	0	0.8131	0.7632	0.8536
31.93	235	1	0	0.8097	0.7595	0.8504

Tempo	Total de Observações	Saídas	Perda Líquida	Função Sobrevivência	Função Sobrevivência IC 95% Lim Inferior	Função Sobrevivência IC 95% Lim Superior
31.97	234	1	0	0.8062	0.7558	0.8473
32	233	1	0	0.8028	0.752	0.8442
32.03	232	1	0	0.7993	0.7483	0.8411
32.2	231	1	0	0.7958	0.7446	0.8379
32.37	230	1	0	0.7924	0.7409	0.8348
32.47	229	1	0	0.7889	0.7372	0.8316
33	228	1	0	0.7855	0.7335	0.8285
33.37	227	1	0	0.782	0.7298	0.8253
33.43	226	1	0	0.7785	0.7261	0.8222
33.47	225	1	0	0.7751	0.7224	0.819
33.53	224	2	0	0.7682	0.7151	0.8127
34.1	222	1	0	0.7647	0.7114	0.8095
34.17	221	1	5	0.7612	0.7078	0.8063
34.2	215	1	0	0.7577	0.704	0.803
34.27	214	0	30	0.7577	0.704	0.803
34.33	184	1	0	0.7536	0.6995	0.7993
34.37	183	3	0	0.7412	0.6862	0.7881
34.5	180	1	0	0.7371	0.6817	0.7844
34.73	179	1	0	0.733	0.6773	0.7807
34.8	178	1	0	0.7289	0.6729	0.7769
35.27	177	1	0	0.7248	0.6685	0.7731
36.3	176	1	0	0.7206	0.6641	0.7694
37.07	175	1	0	0.7165	0.6597	0.7656
37.33	174	1	0	0.7124	0.6553	0.7618
37.47	173	2	0	0.7042	0.6465	0.7542
37.5	171	1	0	0.7001	0.6422	0.7504
37.97	170	1	0	0.6959	0.6378	0.7466
38.23	169	1	0	0.6918	0.6335	0.7428
38.37	168	2	0	0.6836	0.6248	0.7352
38.4	166	1	0	0.6795	0.6205	0.7313
38.47	165	2	0	0.6712	0.6118	0.7236
38.5	163	1	0	0.6671	0.6075	0.7198
38.8	162	1	0	0.663	0.6032	0.7159
38.87	161	1	0	0.6589	0.5989	0.7121
38.93	160	1	0	0.6548	0.5946	0.7082
38.97	159	1	0	0.6506	0.5903	0.7043
39.53	158	1	0	0.6465	0.5861	0.7005
39.6	157	3	0	0.6342	0.5733	0.6888
40.53	154	2	0	0.6259	0.5647	0.681
40.6	152	1	0	0.6218	0.5605	0.6771
40.97	151	1	0	0.6177	0.5563	0.6732
41.07	150	1	0	0.6136	0.552	0.6693
41.33	149	1	0	0.6095	0.5478	0.6654
41.37	148	1	0	0.6053	0.5436	0.6614
41.53	147	1	0	0.6012	0.5394	0.6575
41.57	146	1	0	0.5971	0.5351	0.6536
41.63	145	1	0	0.593	0.5309	0.6496
41.8	144	2	0	0.5848	0.5225	0.6417
41.87	142	1	0	0.5806	0.5184	0.6378
42.2	141	1	0	0.5765	0.5142	0.6338
42.3	140	1	0	0.5724	0.51	0.6299
42.33	139	1	0	0.5683	0.5058	0.6259
42.5	138	1	0	0.5642	0.5016	0.6219
42.53	137	1	0	0.56	0.4975	0.6179
42.63	136	1	0	0.5559	0.4933	0.614
43.33	135	1	0	0.5518	0.4892	0.61
43.47	134	1	0	0.5477	0.485	0.606
43.6	133	1	0	0.5436	0.4809	0.602
43.9	132	1	0	0.5395	0.4767	0.598
44.1	131	1	0	0.5353	0.4726	0.594
44.2	130	1	0	0.5312	0.4684	0.59
44.3	129	2	0	0.523	0.4602	0.5819
44.47	127	1	0	0.5189	0.4561	0.5779
44.5	126	1	0	0.5147	0.452	0.5739
45	125	1	0	0.5106	0.4479	0.5699
45.47	124	1	0	0.5065	0.4438	0.5658
45.7	123	1	0	0.5024	0.4397	0.5618
45.73	122	1	0	0.4983	0.4356	0.5577
45.93	121	1	0	0.4942	0.4315	0.5537
46.03	120	1	0	0.49	0.4274	0.5496
46.17	119	4	0	0.4736	0.4111	0.5334
46.23	115	2	0	0.4653	0.403	0.5252
46.4	113	1	0	0.4612	0.3989	0.5211
46.43	112	0	15	0.4612	0.3989	0.5211

Tempo	Total de Observações	Saídas	Perda Líquida	Função Sobrevivência	Função Sobrevivência IC 95% Lim Inferior	Função Sobrevivência IC 95% Lim Superior
46.53	97	2	0	0.4517	0.3894	0.5119
46.57	95	1	0	0.4469	0.3847	0.5072
46.97	94	1	0	0.4422	0.3799	0.5026
47.83	93	1	0	0.4374	0.3752	0.4979
48.13	92	1	0	0.4327	0.3705	0.4932
48.3	91	3	0	0.4184	0.3563	0.4792
48.33	88	1	0	0.4137	0.3517	0.4745
48.47	87	1	0	0.4089	0.347	0.4698
48.63	86	1	0	0.4042	0.3423	0.4651
48.77	85	1	0	0.3994	0.3376	0.4603
48.97	84	1	0	0.3946	0.333	0.4556
49.1	83	1	0	0.3899	0.3283	0.4509
49.93	82	1	0	0.3851	0.3237	0.4461
50	81	1	0	0.3804	0.3191	0.4414
50.13	80	1	0	0.3756	0.3144	0.4366
50.33	79	1	0	0.3709	0.3098	0.4319
50.37	78	1	0	0.3661	0.3052	0.4271
51.03	77	1	0	0.3614	0.3006	0.4223
51.43	76	1	0	0.3566	0.296	0.4175
51.63	75	2	0	0.3471	0.2869	0.4079
51.67	73	1	0	0.3423	0.2823	0.4031
52.2	72	2	0	0.3328	0.2732	0.3935
52.23	70	2	0	0.3233	0.2642	0.3838
52.83	68	1	0	0.3186	0.2596	0.3789
53.07	67	1	0	0.3138	0.2551	0.3741
53.17	66	1	0	0.3091	0.2506	0.3692
53.2	65	1	0	0.3043	0.2461	0.3643
53.23	64	1	0	0.2995	0.2417	0.3594
53.3	63	1	0	0.2948	0.2372	0.3545
53.67	62	1	0	0.29	0.2327	0.3496
53.7	61	1	0	0.2853	0.2283	0.3447
53.73	60	1	0	0.2805	0.2238	0.3398
53.9	59	1	0	0.2758	0.2194	0.3349
54	58	1	0	0.271	0.215	0.3299
54.27	57	1	0	0.2663	0.2106	0.325
54.67	56	2	0	0.2568	0.2018	0.3151
55.23	54	1	0	0.252	0.1974	0.3101
55.73	53	1	0	0.2472	0.193	0.3051
55.8	52	1	0	0.2425	0.1887	0.3001
56.77	51	1	0	0.2377	0.1843	0.2951
56.93	50	7	0	0.2045	0.1542	0.2598
57	43	1	0	0.1997	0.15	0.2547
57.77	42	1	0	0.1949	0.1457	0.2496
57.8	41	1	0	0.1902	0.1415	0.2445
58.33	40	1	0	0.1854	0.1373	0.2393
58.43	39	1	0	0.1807	0.1331	0.2342
58.6	38	0	5	0.1807	0.1331	0.2342
58.83	33	1	0	0.1752	0.1281	0.2284
60.07	32	1	0	0.1697	0.1232	0.2226
61.6	31	1	0	0.1643	0.1183	0.2168
62.87	30	1	0	0.1588	0.1135	0.2109
63.33	29	1	0	0.1533	0.1086	0.2051
63.8	28	1	0	0.1478	0.1038	0.1992
64.23	27	1	0	0.1424	0.0991	0.1932
64.4	26	1	0	0.1369	0.0943	0.1873
64.5	25	1	0	0.1314	0.0896	0.1813
65.37	24	1	0	0.1259	0.085	0.1753
66.13	23	1	0	0.1205	0.0803	0.1692
66.6	22	1	0	0.115	0.0757	0.1631
66.77	21	1	0	0.1095	0.0712	0.157
68.73	20	1	0	0.104	0.0667	0.1509
68.9	19	1	0	0.0986	0.0622	0.1447
69.3	18	1	0	0.0931	0.0578	0.1384
69.33	17	1	0	0.0876	0.0534	0.1322
69.53	16	1	0	0.0821	0.0491	0.1258
69.73	15	1	0	0.0767	0.0448	0.1194
69.8	14	1	0	0.0712	0.0406	0.113
69.87	13	1	0	0.0657	0.0365	0.1065
70.53	12	1	0	0.0602	0.0325	0.0999
70.77	11	0	5	0.0602	0.0325	0.0999
71.03	6	1	0	0.0502	0.0239	0.091
76.2	5	1	0	0.0402	0.0163	0.0812
82.97	4	0	3	0.0402	0.0163	0.0812
95.13	1	0	1	0.0402	0.0163	0.0812

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;

Simple referênciã 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), Juan Hersztajn Moldau (USP), 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.

PAPERS

Interest and Exchange Rates: Are There Less Stale Combinations of Tools to Inflation Targeting?

Dionísio Dias Carneiro, Thomas Yen Hon Wu

A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil

Paulo Springer de Freitas, Marcelo Kfoury Muinhos

Neo-keynesian Models of Price Rigidity and Inflation: Empirical Evidence for Brazil

Charles L. de Almeida, Francisco José deQueiroz Pinheiro, Tito Belchior S. Moreira

Dynamic Parameters for Brazilian Financial Time Series

Gerson Francisco, Cláudio Paiva, Rogério Rosenfeld

Trade Liberalization and Productivity Growth in Brazil

Álvaro Barrantes Hidalgo

The Determinants of Foreign Direct Investment in Ibero America

Santos M. Ruesga, Julimar da S. Bichara

The Differentiated Evolution of Soybean Plantation and Soybean Industrial Processing in Brazil in the Period 1970 to 1999

Alessandra Bastiani dos Santos, Carlos José Caetano Bacha

SURVEY

Discussion of Monetary Unions

Carlos Eduardo Soares Gonçalves

RESEARCH

First Evidence on the Determinants of the Duration of Master Courses in Economics in Brazil

Anderson L. Schneider, Leonardo Porto, Fabiana Rocha