

619

11 JUL 2005

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



USP
BCRP

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 7 - Nº 4

Outubro - Dezembro 2003

Usando Ciclos Reais para Construir Cenários Macroeconômicos

Fabio Kanczuk

Capitais Internacionais: Complementares ou Substitutos?

Carlos Hamilton V. Araújo, Renato G. Flôres Jr.

***Credibilidade das Metas de Inflação:
Uma Análise Aplicada ao Caso Brasileiro***

Helder Ferreira de Mendonça

***Um Método para Aplicação de Redes Neurais na
Estimativa de Elasticidades de Funções Econômicas***

Sidney de Castro Oliveira, João Sicsú, Adriano Joaquim de Oliveira Cruz

***Apreçamento de Opções de IDI Usando
Distribuições Hiperbólicas Generalizadas***

José Santiago Fajardo Barbachan, José Renato Haas Ornelas

***Uma Metodologia para o Gerenciamento de Modelos de Escoragem
em Operações de Crédito de Varejo no Brasil***

Luis Fernando Landa Lecumberri, Antonio Marcos Duarte Júnior

***Valorando o Conforto Ambiental:
Atitudes e Comportamento na Disposição a Pagar***

Ademar Romeiro, Alexandre Gori Maia

Como Eu Pesquiso

A Formação em Ciências Sociais e o Trabalho Prático como Economista

Francisco de Oliveira

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA FEA-USP/ FIPE

Assinatura

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

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

- Cheque nominal à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, n^o. _____
Banco: _____

- Ordem de pagamento ou depósito em conta corrente (anexar comprovante autenticado), à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, por meio do Bradesco, Agência Butantã, n^o 104P - conta: 199.491-3

Solicito a remessa para:

Nome: _____

Contato: _____

Endereço: _____

ea

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

Vol. 7 - Nº 4

Outubro - Dezembro 2003

ISSN 1413-8050

17 JUL 2008

BIBLIOTECA CENTRAL
Faculdade de Economia - Administração
Comunidade de Ribeirão Preto - USP

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA FEA-USP/ FIPE



ECONOMIA APLICADA

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

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

Editor:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

Conselho Editorial:

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

Secretaria: Rute Neves

Divulgação: Maria de Jesus Antunes Soares

Revisão: Eny Elza Ceotto (português)

Editoração: Sandra Vilas Boas

Projeto Gráfico: Christof Gunkel

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: revecap@usp.br • www.fipe.com/revecap

Assinaturas:

Brasil: R\$ 40,00

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

A assinatura anual dá direito a 4 números de revista ECONOMIA APLICADA e a eventuais números especiais. A revista também atende a pedidos de exemplares avulsos.

Sumário

ARTIGOS

- Usando Ciclos Reais para Construir Cenários Macroeconômicos**
Fabio Kanczuk 675
- Capitais Internacionais: Complementares ou Substitutos?**
Carlos Hamilton V. Araújo, Renato G. Flôres Jr. 703
- Credibilidade das Metas de Inflação: Uma Análise Aplicada ao Caso Brasileiro**
Helder Ferreira de Mendonça 729
- Um Método para Aplicação de Redes Neurais na Estimativa de Elasticidades de Funções Econômicas**
Sidney de Castro Oliveira, João Sicsú, Adriano Joaquim de Oliveira Cruz 743
- Apreçamento de Opções de IDI Usando Distribuições Hiperbólicas Generalizadas**
José Santiago Fajardo Barbachan, José Renato Haas Ornelas..... 767
- Uma Metodologia para o Gerenciamento de Modelos de Escoragem em Operações de Crédito de Varejo no Brasil**
Luis Fernando Landa Lecumberri, Antonio Marcos Duarte Júnior 795
- Valorando o Conforto Ambiental: Atitudes e Comportamento na Disposição a Pagar**
Ademar Romeiro, Alexandre Gori Maia..... 819

COMO EU PESQUISEI

- A Formação em Ciências Sociais e o Trabalho Prático como Economista**
Francisco de Oliveira 845

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

--v. 7, n. 4 (2003)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2003--

Trimestral

ISSN 1413-8050

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

CDD - 330

Usando ciclos reais para construir cenários macroeconômicos*

Fabio Kanczuk[§]

RESUMO

Construímos um modelo de equilíbrio geral dinâmico, no espírito da literatura de Ciclos Reais, para desenhar cenários macroeconômicos para o médio prazo. Nas frequências altas, o modelo gera dados simulados consistentes com a volatilidade cíclica das Contas Nacionais e com o caráter contracíclico da Balança Comercial brasileira. Para as frequências baixas, seguindo a tradição dos modelos de “hiatos”, do FMI e do Banco Mundial, utilizamos o financiamento externo como restrição ao crescimento. Em particular, encontramos que, para um horizonte de 10 anos, um déficit de Transações Correntes de 4,5% do PIB é consistente com uma taxa máxima de crescimento do PIB de 3,7%.

Palavras-chave: ciclos reais, crescimento, hiato externo.

ABSTRACT

We construct a dynamic general equilibrium model, in line with the Real Business Cycles literature, to design macroeconomic scenarios for the medium-term. At high frequencies, the model generates simulated data generated consistent with the cyclical volatilities of the National Income as well as with the counter-cyclical nature of the Brazilian Trade Balance. For the low frequencies, following the “Bank-Fund” and “gap” models tradition, we use the external financing gap as a constraint to growth. In particular, we find that for a 10 years time horizon, a Current Account deficit of 4.5% of GDP is consistent with a GDP growth rate of 3.7%.

Key words: business cycles, growth, financing gap.

JEL classification: E32, O41.

* Agradeço, mas não responsabilizo pelos erros, os comentários superpertinentes de um parecerista anônimo e os agradáveis bate-papos com Chico Faria Jr., Celso Toledo, Genilson Totó Santana e Dirceu Bezerra Jr.

§ IPE/USP: Departamento de Economia, Universidade de São Paulo.

1 Introdução

A formulação de política econômica em países em desenvolvimento é frequentemente auxiliada por ferramentas de projeção de médio prazo, tais como os modelos RMSM-X (sucessores dos RMSM - Revised Minimum Standard Model) do Banco Mundial, os modelos “Polak” do Fundo Monetário Internacional, e os modelos de “hiato” (vide Agenor e Montiel, 1995 e Bacha, 1990). Para que possam efetuar projeções num horizonte de 5 ou 10 anos (frequência baixa), esses modelos sempre contêm alguma especificação da estrutura da produção e das forças que determinam a acumulação dos ativos produtivos. Mas, talvez surpreendentemente, as especificações utilizadas não são quantitativamente confrontadas com as frequências altas (curto prazo) dos dados da economia em questão.¹

Neste artigo seguimos a filosofia da teoria moderna de ciclos reais (RBC), e consideramos que crescimento e flutuações **não** são fenômenos distintos a serem estudados com dados separados e ferramentas analíticas diferentes. (Cooley, 1995). Assim sendo, construímos uma economia artificial que é utilizada tanto para descrever as flutuações de curto prazo da economia brasileira como para obter as principais variáveis macroeconômicas em cenários de médio prazo. Nossa análise é dividida em duas fases.

Numa primeira fase propomos uma economia artificial que gera dados simulados consistentes com a volatilidade cíclica das Contas Nacionais e com o caráter contracíclico da Balança Comercial. Mais especificamente, a economia proposta é uma extensão dos modelos de ciclos reais para o Brasil (Kanczuk, 2001 e 2002), com a adição explícita de moeda a um modelo de Equilíbrio Geral Dinâmico. Assim como Cooley e Hansen (1989), assumimos que os preços são totalmente flexíveis, e que o papel da moeda está puramente relacionado ao imposto inflacionário. Em princípio esta hipótese deve ser relaxada em pesquisas futuras, mas consideramos que ela é um bom ponto de partida, e constitui a opção tradicional em modelos de ciclos reais.

Concomitante à presença de inflação alta, observou-se, no Brasil, que os preços eram alterados com bastante frequência, e alguns casos até se tornaram notórios nesse sentido. A título de ilustração, o Mappin e outras grandes lojas de departamentos chegaram a criar unidades de medida próprias, que eram diariamente reajustadas, de tal forma que os preços de todos os seus produtos também fossem diariamente corrigidos. E é claro, dan-

1 A **periodicidade** dos dados será trimestral. Por “frequência alta” (ou baixa) dos dados estamos denotando componentes das séries. Como é usual, define-se frequência alta pela série filtrada pelo filtro Hodrick-Prescott.

do suporte a esse comportamento, o setor financeiro desenvolveu novos produtos, como contas correntes com remuneração diária. De certa forma, é exatamente essa peculiaridade brasileira da maneira como lidar com a inflação, por meio do desenvolvimento de tecnologias financeiras que minimizassem o custo do imposto inflacionário, que levanta a questão de quão importante foi a moeda nas frequências altas. O inchaço do setor financeiro teve, sem dúvida, uma influência perniciosa sobre o crescimento secular. Mas, ao mesmo tempo, reduziu os custos relativos a oscilações inflacionárias. Nossa hipótese de flexibilidade de preços é, nesse sentido, justificável.

Talvez o maior desafio de estudar moeda num ambiente de alta inflação utilizando-se economias artificiais refira-se à forma de especificar a periodicidade do modelo. Praticamente toda a pesquisa mundial em ciclos reais foi e está sendo realizada com modelos de periodicidade trimestral. Tal escolha reflete não somente a adequação dessa periodicidade para estudar ciclos com períodos de dois a cinco anos - a definição mais usual de ciclos reais -, mas principalmente a disponibilidade de dados. De fato, as poucas exceções à regra utilizam-se de periodicidade anual devido precisamente à falta de dados de maior periodicidade.

O caso brasileiro não é diferente quanto à disponibilidade de dados. Ellery, Gomes e Sachida (2002) e Val e Ferreira (2001) utilizam dados anuais, enquanto Kanczuk (2001 e 2002) utiliza dados trimestrais, mas tem de recorrer a aproximações devido à falta de dados de consumo de duráveis e horas trabalhadas. No caso em questão, em que as decisões envolvem haveres monetários, essas limitações se tornam ainda mais cruciais. Nos períodos em que a inflação atingiu valores superiores a um por cento ao dia, os agentes econômicos faziam visitas aos bancos diariamente, realocando freqüentemente seus haveres monetários. Assim sendo, um modelo ideal deveria ter periodicidade diária, ou talvez “horária”, algo impossível não só devido à falta de dados, mas também por limitações computacionais.

A estratégia seguida nesse artigo é usar uma especificação de periodicidade diferente para os lados real e nominal da economia. Enquanto o lado real da economia está consistentemente calibrado para dados trimestrais, a alocação monetária também ocorre uma vez por trimestre, mas segundo uma calibração com periodicidade distinta. Chamamos esta aproximação de “calibração na margem”, já que embora o clareamento do mercado é trimestral, as condições de primeira ordem relativas à demanda por moeda estão sujeitas a parâmetros e choques de maior periodicidade. Como resultado, obtemos que uma calibração na margem correspondente a realocações monetárias semanais reproduz os principais comportamentos cíclicos da economia brasileira.

Numa segunda fase utilizamos a economia artificial para projetar as principais variáveis macroeconômicas num horizonte de dez anos. Para tal, seguimos a tradição dos modelos de médio prazo citados, considerando o financiamento externo como a principal restrição ao crescimento econômico. Em especial, verificamos qual a taxa de crescimento do PIB que é consistente com um déficit de Transações Correntes de, no máximo, 4,5% do PIB, num horizonte de 10 anos.

Implicitamente, ao utilizarmos o hiato externo como a fundamental restrição ao crescimento, estamos fazendo a hipótese de que há produtividade (total dos fatores) suficiente para que o Brasil cresça. Isto significa assumir que houve melhorias no “ambiente institucional”, tais como o fim da inflação alta (do déficit público que era sua causa), ou uma melhor definição dos direitos de propriedade (e das leis trabalhistas) com a redução de imperfeições no mercado de trabalho, ou uma diminuição das distorções causadas pelo sistema tributário, ou ainda um aumento no nível de capital humano. Se essa é uma boa hipótese, é uma questão difícil.² Contudo, esse artigo parte do princípio de que é informativo abstrairmos dessa questão, assumir que a única restrição à produtividade é dada pelo financiamento externo, e computar qual seria o máximo crescimento do PIB compatível com essa hipótese.

Em termos práticos, nosso exercício é o seguinte. Alimentamos nossa economia com o maior valor constante para o crescimento (geométrico) da produtividade, tal que o déficit de Transações Correntes calculado não ultrapasse 4,5% do PIB num horizonte de dez anos (isso é feito de modo iterativo). Imaginamos que quando a restrição externa se tornar relevante (*binding*), haverá uma mudança no ambiente econômico, possivelmente um aumento da taxa de juros ou uma queda na produtividade, de forma tal que o déficit externo deixe de aumentar. Acreditamos que esse procedimento seja informativo, mas sabemos que é *ad-hoc*, e deve ser considerado como uma primeira etapa. O próximo passo seria explicitamente modelar credibilidade, tornando endógeno o nível de déficit de Transações Correntes que é sustentável, dado um nível de capital e taxa de crescimento do PIB.

Na seção seguinte descrevemos a economia artificial utilizada. As seções 3 e 4 abordam, respectivamente, as calibrações para o lado real e nominal da economia artificial. Na seção 5 confrontamos os dados simulados por essa economia com as flutuações das

2 Bacha e Bonelli (2001), Ferreira e Rossi (1999) e Gomes, Pessoa e Veloso (2003) sugerem que o crescimento da produtividade poderá, sim, ser um grave entrave ao crescimento.

séries brasileiras. Na seção 6 executamos o experimento proposto, obtendo um perfil para as várias séries macroeconômicas, e discutimos sua robustez. Conclusões estão na seção 7.

2 Modelo

O modelo utilizado é uma extensão direta de Kanczuk (2001 e 2002), de uma economia aberta com restrição de capital de giro. A única diferença importante é a inclusão de moeda.

Nossa economia artificial é povoada por um *continuum* de famílias idênticas e de vida infinita, com nomes no intervalo $[0, 1]$. Cada uma dessas famílias tem uma dotação de tempo para cada período, que deve ser repartida entre lazer (l_t) e trabalho (h_t). A dotação de tempo é normalizada para uma unidade, isto é, $h_t + l_t = 1$. Adicionalmente, as famílias possuem um nível inicial de capital k_0 que elas alugam para as firmas, e podem aumentar por meio de investimentos, um nível inicial de títulos b_0 que rendem uma taxa de juros real estocástica r_t , e um nível inicial de moeda m_0 que não recebe nenhuma remuneração. A razão para que moeda não seja completamente dominada pela existência de títulos ou capital reside na presença da moeda na função de utilidade. Vale dizer que, no nosso modelo, essa especificação é matematicamente equivalente a uma especificação “*cash-in-advance*” (vide Feenstra, 1986).

A utilidade das famílias para cada período é definida em termos das seqüências estocásticas de consumo, moeda real e lazer:

$$U_s = E_s \sum_{T=s}^{\infty} [(1 + \eta)\beta]^{T-s} u(c'_t, m'_{t+1} / p_t, h'_t) \quad (1)$$

em que c'_t , h'_t e m'_{t+1} representam seqüências Arrow-Debreu de consumo, trabalho e moeda contingentes ao estado em termos *per capita*, p_t representa o preço do bem final, também contingente ao estado, η representa a taxa de crescimento da população, e $\beta \in [0, 1]$ um parâmetro de desconto.

Assim como em Kanczuk (2001, 2002), utilizamos a forma funcional para a utilidade instantânea semelhante à proposta por Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988), a qual tem a propriedade de que a elasticidade intertemporal de substituição associada com o lazer é zero:

$$u(c_t, m_{t+1} / p_t, h_t) = \log[c_t^\omega (m_{t+1} / p_t)^{1-\omega} - v_1 h_t^{\nu^2}] \quad (2)$$

em que $\omega \in [0, 1]$, $\nu_1 > 0$ e $\nu_2 > 1$. Para que economias com essas preferências sejam consistentes com um estado estacionário em que há crescimento, é necessário que a desutilidade de trabalhar no mercado aumente com o nível de progresso tecnológico. Este efeito pode ser interpretado como progresso tecnológico associado com a produção em atividades domésticas (veja nota de rodapé 11 em Christiano, Eichenbaum e Evans, 1997). A utilização dessa forma funcional para as preferências é essencial para que obtenhamos um caráter contracíclico para exportações líquidas, conforme mostram os trabalhos de Correia Neves e Rebelo (1995) e Kanczuk (2001).

As famílias que povoam a economia têm acesso ao mercado de títulos internacionais, com taxa de juros r , e ofertam trabalho e capital a firmas com uma tecnologia descrita por uma função de produção Cobb-Douglas:

$$Y'_t = F(z_t, K'_t, H'_t) = \exp(z_t)(1 + \gamma)^{(1-\theta)t} K'^{\theta}_t ((1 + \eta)^t H'_t)^{1-\theta} \quad (3)$$

em que trabalho (H') e capital acumulado (K') são insumos, γ representa a taxa de crescimento tecnológico, e z_t é um parâmetro estocástico de produtividade.

O estado estacionário dessa economia é um crescimento balanceado (*balanced growth path*). Para trabalharmos com variáveis sem tendência, normalizamos a equação anterior pelo fator de crescimento da economia $(1 + \eta)(1 + \gamma)$, e denotamos $K_t = K'_t / [(1 + \eta)(1 + \gamma)^t]$, com expressões análogas para as outras variáveis. De forma semelhante, para variáveis que já estão em termos *per capita*, utilizamos $c_t = c'_t / (1 + \gamma)^t$.

Assim como em Cooley e Hansen (1998), o estoque nominal de moeda é determinado pela lei de formação

$$M_{t+1} = (1 + \gamma)(1 + \eta) e^{g_t} M_t \quad (4)$$

em que g representa, por sua vez, um processo auto-regressivo, da forma

$$g_t = (1 - \rho_g) g^m + \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

tal que g^m é uma constante e ε_t é distribuído de acordo com uma normal, com média zero e desvio padrão σ_g . Com isso, os preços da economia têm uma tendência geométrica com razão e^{g^m} , e também devem ser normalizados. Para tal, definimos as variáveis estacionárias e $\hat{p}_t = p_t / M_t$ e $\hat{m}_t = m_t / M_t$.

Assumimos que z_t (o resíduo de Solow) e r_t (a taxa de juros internacionais) evoluem de acordo com processos auto-regressivos, com leis de formação:

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (6)$$

$$r_t = (1 - \rho_r) r^m + \rho_r r_{t-1} + \varepsilon_{rt} \quad (7)$$

em que r^m é uma constante, ε_z e ε_r são distribuídas de acordo com uma normal, com média zero e desvios padrão σ_ε e σ_r .

O capital deprecia exponencialmente a uma taxa δ e os consumidores adicionam ao estoque de capital por meio de investimentos de uma parte do produto a cada período. Investimentos em t produzem capital em $t + 1$, de forma que a lei de formação para o capital agregado é

$$(1 + \eta)(1 + \gamma) K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t \quad (8)$$

As firmas alugam capital e contratam trabalho. Em contraste com os modelos mais usuais de ciclos reais, assumimos, como em Kanczuk (2002), que as firmas também têm que permanecer, em cada período, com uma fração α da produção, na forma de capital de giro. Essa restrição ocorre devido à falta de sincronismo entre as receitas e despesas, e faz com que as firmas permaneçam com os recursos necessários para pagar, por parte dos salários e do aluguel, do capital em caixa. Note que essa restrição é análoga a uma de *cash-in-advance*, mas ocorre no lado da produção.

Denotamos por Q_t a quantidade de capital de giro entre t e $(t + 1)$. Esses recursos são emprestados pelo governo, e devolvidos no período seguinte. Alternativamente, pode-se pensar que as firmas tomam esses empréstimos de intermediários financeiros, mas como no nosso modelo o governo transfere recursos de volta às famílias na forma *lump-sum*, e seria exatamente isso que intermediários financeiros fariam com seus lucros, esta hipótese é inofensiva. Podemos escrever o problema da firma como

$$\text{Max} \sum_{t=s}^{\infty} \frac{[Y_t - w_t H_t - u_t K_t - Q_t + Q_{t-1}]}{\prod_{j=s}^t (1 + r_j)^{j-s}} \quad (9)$$

sujeito às restrições de capital de giro,

$$Q_t \geq \alpha Y_t \quad (10)$$

Note que como o capital de giro não rende juros, essa desigualdade sempre será restritiva (*binding*), e que para $\alpha = 0$, o problema da firma se reduz ao caso usual.

O problema das firmas, apesar de transformado pela restrição de capital de giro, pode ser dividido em problemas de maximização para cada período, como usualmente. As famílias, em contraste, resolvem um problema intertemporal, e têm que formar expectativas sobre preços futuros. Elas escolhem consumo, investimento, demanda por (novos) títulos externos, moeda e horas de trabalho em cada data para maximizar o valor descontado da utilidade sujeito à seqüência de restrições orçamentárias e leis de formação de capital e títulos:

$$c_t + i_t[1 + \phi(i_t/k_t)] + nx_t + \hat{m}_{t+1}(1 + \gamma)(1 + \eta) e^{g_t} / \hat{p}_t \leq \\ \leq w_t(1 - \tau) h_t + u_t k_t - (u_t - \delta) \tau k_t + \hat{m}_t / \hat{p}_t + T_t \quad (11)$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma) k_{t+1} = (1 - \delta) k_t + i_t \quad (12)$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma) b_{t+1} = (1 + r_t(1 - \tau_r)) b_t + nx_t \quad (13)$$

As seqüências i_t e nx_t representam, respectivamente, investimento e exportações líquidas. A função $\phi(i_t/k_t)$ é convexa, e representa os custos associados com a instalação de capital, uma prática comum em modelos de economia pequena e aberta. Assumimos que sua forma funcional é $\phi(i_t/k_t) = \phi(i_t/k_t - \delta - \eta - \gamma - \eta\gamma)^2$ em que, com leve abuso de notação, o ϕ do lado direito da equação é uma constante. Essa formulação implica que os custos sejam zero no estado estacionário.

A taxa de imposto τ é cobrada sobre a remuneração do trabalho e capital, livre de depreciação. A taxa τ_r é cobrada sobre a remuneração financeira dos títulos externos. Finalmente, T_t corresponde a transferências *lump-sum*.

Seria natural esperar que o problema das famílias envolvesse a compra de títulos do governo (domésticos) assim como de títulos externos, e que o governo mantivesse posições tanto em títulos domésticos como em títulos externos. No entanto, vale notar que especificamos o problema das famílias com respeito somente à posição de títulos externos. Fazendo isso, estamos assumindo que os títulos externos e domésticos são substitutos perfeitos, e adicionando no problema do setor privado a restrição orçamentária do

setor público. Assim, as posições dos agentes referem-se à posição do país como um todo com relação ao resto do mundo, incluindo tanto a dívida externa do setor privado como a dívida externa do setor público. Além disso, a dívida doméstica do governo e os ativos domésticos do setor privado desaparecem, já que se cancelam.³

A ação do setor público sobre o setor privado é distorcer as alocações por meio da emissão de moeda e da cobrança de impostos, e devolver parte desses recursos na forma *lump-sum*. Ao resolver o problema dessa forma, adicionando a restrição orçamentária do governo à do setor privado, estamos assumindo que o setor público é solvente, no sentido Ponzi. Note também que o consumo do governo não entra nas preferências das famílias. Essa hipótese pode ser entendida como separabilidade entre os bens públicos e privados na função de utilidade.

Para determinarmos a política do governo necessitamos saber como ele aloca seus recursos entre consumo e transferências. Assumimos que

$$T_t = \xi \{ \tau [w_t H_t + (u_t - \delta) K_t] + [(1 + \gamma)(1 + \eta) e^{g_t} - 1] \} \quad (14)$$

em que $\xi \in [0, 1]$. Ou seja, uma fração constante dos impostos arrecadados sobre a remuneração do trabalho e do capital é alocada para transferências, enquanto a arrecadação restante corresponde ao consumo do governo.

Utilizamos o conceito de Equilíbrio Competitivo Recursivo. As variáveis de estado para cada família são $(z_t, r_t, g_t, K_t, k_t, B_t, b_t, m_t)$. A equação de otimalidade no problema das famílias pode ser escrita

$$V(z, r, g, K, k, B, b, m) = \text{Max}\{u(c, m, h) + \beta (1 + \eta) E[V(z', r', g', K', k', B', b', m') | z, r, g]\}$$

tal que

$$c + i[1 + \phi(i/k)] + nx + m'(1 + \gamma)(1 + \eta) e^{g/p} \leq w(1 - \tau)h + uk - (u - \delta)\tau k + m/p + T$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)k' = (1 - \delta)k + i$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)K' = (1 - \delta)K + I$$

3 Vale também notar que, apesar de do modelo ser de crescimento exógeno, o efeito da acumulação de capital sobre a redução do produto marginal do capital não constitui um efeito importante sobre a demanda de títulos. Isto porque a economia sempre estará próxima do estado estacionário, o qual se altera devido às variações na produtividade.

$$(1+\eta)(1+\gamma)b'/(1+r(1-\tau_r)) = b + nx$$

$$(1+\eta)(1+\gamma)B'/(1+r(1-\tau_r)) = B + NX$$

$$g' = (1-\rho_g)g^m + \rho_g g + \varepsilon_g$$

$$z' = \rho_z z + \varepsilon_z$$

$$r' = (1-\rho_r)r^m + \rho_r r + \varepsilon_r$$

$$T = \xi \{ \tau [wH + (u - \delta)K] + [(1+\gamma)(1+\eta)e^s - 1] \}$$

$$I = I(z, r, g, K, B)$$

$$NX = NX(z, r, g, K, B)$$

$$H = H(z, r, g, K, B)$$

$$p = p(z, r, g, K, B)$$

$$w = w(z, r, g, K, B) \text{ e } u = u(z, r, g, K, B)$$

Um **equilíbrio competitivo recursivo** para essa economia consiste de uma função valor $V(z, r, g, K, k, B, b, m)$; um conjunto de regras de política para as famílias, $c(z, r, g, K, k, B, b, m)$, $i(z, r, g, K, k, B, b, m)$, $nx(z, r, g, K, k, B, b, m)$, $m'(z, r, g, K, k, B, b, m)$ and $h(z, r, g, K, k, B, b, m)$; um conjunto correspondente de regras de política agregada *per capita*, $C(z, r, g, K, B)$, $I(z, r, g, K, B)$, $NX(z, r, g, K, B)$, e $H(z, r, g, K, B)$; e funções dos preços dos fatores, $p(z, r, g, K, B)$, $w(z, r, g, K, B)$ e $u(z, r, K)$, tal que essas funções satisfazem:

i) o problema das famílias

ii) o problema das firmas

iii) as políticas fiscal e monetária do governo, isto é, $T(z, r, g, K, B) = \xi \{ \tau [w(z, r, g, K, B)H(z, r, g, K, B) + (u(z, r, g, K, B) - \delta)K] + [(1+\gamma)(1+\eta)e^s - 1] \}$, $r(z, r, K, B) = (1 - \rho_r)r^m + \rho_r r + \varepsilon_r$ e $g(z, r, g, K, B) = (1 - \rho_g)g^m + \rho_g g + \varepsilon_g$

iv) as condições de equilíbrio de mercado (*market clearing*), isto é, $c(z, r, g, K, K, B, B, 1) = C(z, r, g, K, B)$, $i(z, r, g, K, K, B, B, 1) = I(z, r, g, K, B)$, $nx(z, r, g, K, K, B, B, 1) = NX(z, r, g, K, B)$, $h(z, r, g, K, K, B, B, 1) = H(z, r, g, K, B)$. e $m(z, r, g, K, K, B, B, 1) = 1$.

3 Dados e calibração - lado real

Conforme já mencionado, a calibração do lado real da economia é feita consistentemente com uma especificação de periodicidade trimestral. Em particular, utilizamos dados trimestrais de 1980:1 a 2000:3. Assim como Pastore e Pinotti (2000) e Kanczuk (2002), excluimos as observações do ano 1990 devido à sua particular turbulência. Todos os dados foram obtido do IPEADATA (www.ipea.gov.br).

PIB é a série dessazonalizada de média móvel,⁴ e investimento vem da fração do PIB alocada para a formação de capital. Pelo fato de não dispormos de uma boa série de consumo do governo trimestral, analisamos o comportamento da série correspondente à soma do consumo privado com o consumo do governo. Essa série é obtida simplesmente pela subtração do investimento da série de PIB. A rigor, a série de exportações líquidas também deveria ser descontada, mas como para o Brasil elas correspondem a uma fração bem pequena do PIB (menos de 2%), elas podem ser desconsideradas, com a vantagem de não poluírem a série de consumo. Como não temos uma série de bens duráveis, eles estão incluídos na série de consumo ao invés de serem adicionados ao investimento, como sugere a literatura de ciclos reais. Também não dispomos de uma série de horas trabalhadas. No seu lugar utilizamos a série de emprego nas áreas metropolitanas (PME).

A taxa de juros real é a SELIC descontada pelo IPCA centrado. Aqui estamos usando a hipótese de substituição perfeita entre títulos domésticos e internacionais, que é justificada pela arbitragem entre os títulos que ocorre no mercado secundário. Além disso, há evidência anedótica de que a SELIC é a taxa com efeitos mais importantes sobre a economia, e a “IS dinâmica” - i.e., a relação entre o hiato do produto e os juros reais - é uma das únicas relações estimadas com alguma robustez para o Brasil, um fato estilizado que queremos que seja reproduzido por nossa economia artificial (vide Bogdanski *et alii* 2001).

Utilizando as médias no período calibramos $r^m = 1.9\%$, $\eta = 0.36\%$, e $\gamma = 0.21\%$. Dividindo a lei de formação do passivo externo pelo PIB obtemos,

$$[(1+\eta)(1+\gamma)/(1+r_t(1-\tau_r))]B_{t+1}/Y_{t+1} = B_t/Y_t + NX_t/Y_t \quad (15)$$

4 A opção pelo PIB (*vis-à-vis* o PNB) deve-se puramente ao fato de que no Brasil geralmente se acompanha esta variável.

O valor médio das exportações líquidas no período foi de 1,3% do PIB, e do passivo externo líquido de 46% do PIB. Usando esses valores na equação acima obtemos $\tau_r = 33\%$. Note que τ_r não significa necessariamente impostos sobre os títulos internacionais, mas qualquer diferença de remuneração entre o rendimento da SELIC e do passivo externo.

Utilizamos um valor para a fração correspondente à remuneração do capital de $\theta = 0.40$, seguindo a evidência internacional, sob o argumento que o IBGE superestima esse valor nas contas nacionais, adicionando “indevidamente” parte da remuneração dos autônomos à remuneração do capital. Assumimos que a depreciação do capital é de $\delta = 4,8\%$, conforme Cooley (1995), com a consideração de que a depreciação do Brasil é igual à dos EUA (o que é diferente de assumir que a vida média dos bens é a mesma). Esse valor implica uma relação capital-produto de 2,9 (anual), em linha com a encontrada por Araújo e Ferreira (1999). Para calibrar os impostos sobre as remunerações do trabalho e capital utilizamos a equação de Euler para o investimento,

$$r^m(1-\tau_r) = (\theta y/k - \delta)(1-\tau) \quad (16)$$

que implica $\tau = 41\%$. Esse valor implica uma carga tributária superior à observada (30%), mas provavelmente próximo ao efeito marginal observado. Utilizando a média histórica, calibramos $\xi = 0,33$.

Em contraste com Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988), utilizamos $\nu_2 = 1,1$, enquanto esses autores utilizam $\nu_2 = 1,6$, mas reportam que as estimações disponíveis para a elasticidade intertemporal do trabalho divergem bastante. Há duas razões para nossa escolha. Do ponto de vista teórico, que parece ter se tornado claro somente após 1988, com os modelos de *household production*, esse valor corresponde à desutilidade relativa de trabalhar em atividades domésticas *vis-à-vis* atividades do mercado, as quais são, a princípio, equivalentes (vide novamente Christiano, Eichenbaum e Evans, 1997). Do ponto de vista empírico, somente valores baixos (inferiores a 1,2) desse parâmetro são consistentes com uma Balança Comercial contracíclica. Como a forma funcional utilizada restringe ν_2 a valores superiores à unidade, escolhemos $\nu_2 = 1,1$.

Como usual, utilizando a equação de Euler do trabalho em que a fração de horas alocadas para o trabalho é de cerca de um terço, calibramos $\nu_1 = 1,6$. Da equação de Euler para os títulos governamentais temos $\beta = 0.99$.

Os parâmetros para o processo estocástico de r_t são obtidos por meio de uma regressão ordinária de minimização de mínimos quadrados (OLS). Obtemos que o coeficiente para

a taxa de juros defasada é relevante e igual a $\rho_r = 0.33$ (p-value igual a 0,8%), e o resíduo da regressão nos dá $\sigma_r = 5.7\%$.

Como não há uma série de horas trabalhadas para o Brasil, não podemos seguir a estratégia de computar o resíduo de Solow e utilizá-lo para estimar o processo estocástico associado com os choques tecnológicos. Por este motivo, apelamos para a estratégia alternativa de escolher os parâmetros de forma a reproduzir a correlação serial do PIB. Seguindo a literatura para os Estados Unidos, escolhemos $\rho_z = 0.95$. O parâmetro σ_z é escolhido juntamente com o parâmetro ϕ de forma que as volatilidades do PIB e do investimento das séries simuladas sejam iguais às dos dados. Embora esse procedimento seja comum na literatura, ele tem o defeito metodológico de se utilizar segundos momentos para um modelo que será utilizado exatamente para se computar os segundos momentos.

Para calibrar o parâmetro da restrição de capital de giro α , calculamos a diferença entre os ativos líquidos (excluindo os investimentos financeiros) e passivos líquidos (excluindo empréstimos de curto prazo) para todas as empresas listadas na BOVESPA entre os anos de 1996 e 1999. A média ponderada (pelo tamanho das empresas) dessa diferença dividida pelas vendas totais de cada empresa é bastante estável no tempo, e tem média $\alpha = 11\%$.

Os parâmetros calibrados para o lado real estão sumariados na seguinte tabela:

θ	δ	γ	B	α	η	ν_1	ν_2
0,40	0,0012	0,0021	0,99	0.11	0,0036	1,6	1,1
R^M	ρ_R	σ_R	ρ_z	B/Y	τ_R	τ	ξ
0,019	0,33	0.057	0,95	-1,8	0,33	0,41	0,33

4 Dados e calibração - lado nominal

A calibração do lado nominal da nossa economia está primariamente baseada na equação de Euler da moeda,

$$c/(m/p) = \omega(1+\gamma)(1+\eta)[e^{g^m} - \beta/(1+\gamma)]/(1-\omega) \quad (17)$$

e no processo estocástico para o (logaritmo) do crescimento do estoque nominal,

$$g_t = (1 - \rho_g)g^m + \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g_t} \quad (18)$$

Estimando este processo via OLS para dados trimestrais, obtém-se que $g^m = .31$, $\rho_g = 0.77$ (p-value igual a zero, t-stat igual a 10) e, a partir do resíduo da regressão, $\sigma_g = 22\%$. A magnitude do valor médio e do desvio padrão dessa taxa de emissão monetária mostram quão “errático” foi esse processo no Brasil. Vale dizer que o valor para σ_g nos Estados Unidos é vinte vezes inferior ao do Brasil. Além disso, como era de se esperar, a distribuição de g_t é bastante leptocúrtica (cauda gorda na direita), e o valor de sua mediana é $g^{med} = 0.22$.

Precisamente devido à magnitude e volatilidade desse processo, os agentes econômicos optaram por incorrer em custos para reajustar freqüentemente seus portfólios monetários. Se é extremamente questionável assumir que os agentes escolhem seus estoques de moeda real somente uma vez por trimestre nos Estados Unidos, tal hipótese é ainda mais heróica para o Brasil. O problema é como escapar dessa hipótese, já que não há dados com alta periodicidade para as grandezas reais, e seriam gigantescos os custos computacionais de se resolver um modelo explicitamente híbrido, em que os agentes realoquem moeda muitas vezes, mas façam o resto de suas escolhas (investimento, consumo, trabalho) trimestralmente.

A solução aqui proposta é continuar a assumir que os agentes fazem suas alocações uma vez por trimestre, mas que eles estão sujeitos a processos de emissão de moeda calibrados para períodos inferiores a um trimestre. Ou seja, a equação de demanda por moeda, dada pela Euler acima, será satisfeita para diferentes freqüências, dependendo do experimento.

Uma outra forma de compreender o que está sendo proposto é lembrar que moeda aparece em nosso modelo em dois lugares: (i) no clareamento do mercado (*market clearing*), e (ii) na condição de primeira ordem (Euler). A “calibração na margem” faz com que o clareamento do mercado continue a ser feito trimestralmente, mas a condição marginal (Euler) seja satisfeita com processos de freqüência maior.

A primeira etapa a ser seguida é calibrar ω . Utilizando $g^m = 31\%$ e que M1 real foi em média 14% do PIB (trimestral) no período, a equação de Euler implica $\omega = 0.94$

Valores sensivelmente menores para g^m implicam ω ligeiramente superiores, mas sempre inferiores à unidade, e não alteram significativamente nossos experimentos. Isto é particularmente relevante porque indica que a condição de clareamento da moeda é pouco importante quantitativamente, o que favorece a aproximação proposta pela “calibração na margem” Isto é, mesmo que o clareamento do mercado ocorresse de acordo com taxas de emissão monetária mais modestas, seu efeito sobre os outros mercados seria diminuto.

A segunda etapa é calibrar os demais parâmetros da equação de Euler de forma que estes tenham a periodicidade desejada. Como γ e η têm magnitude bastante inferior a g^m , basta alterarmos o processo g para que tenhamos uma boa aproximação. Isto é feito dividindo o processo g pelo número de vezes que queremos multiplicar a frequência, em que g foi calibrado para um trimestre. Isto é, se $M_{t+1}/M_t = e^{g_t}$ corresponde à razão entre os estoques monetários de um trimestre para o trimestre consecutivo, a razão entre o estoque da moeda entre meses consecutivos é dada por $(M_{t+1}/M_t)^{1/3} = e^{g_t/3}$. De forma análoga, se queremos calibrar na margem o lado monetário do nosso modelo para periodicidade semanal, devemos utilizar $g^m/13$ e $\sigma_m/13$, em que g^m e σ_m foram calibrados com dados trimestrais.

A calibração para o lado nominal está sumariada na tabela abaixo

ω	ρ_G	G^M -TRIM.	σ_M -TRIM.	G^M -MES	σ_M -MES
0,94	0,77	0,31	0,22	0,10	0,073

G^M -SEMANA	σ_M -SEMANA	G^M -DIA	σ_M -DIA
0,024	0,017	0,0051	0,0036

5 Simulações e resultados

A seguir computamos o equilíbrio utilizando as técnicas computacionais de aproximação do problema a um linear quadrático (veja Cooley, 1995). Na seqüência simulamos a economia artificial para comparar com os dados brasileiros. Como antes mencionado, utilizamos dados no intervalo de 1980 a 2000. Para caracterizar o comportamento cíclico das séries, primeiramente computamos o logaritmo de todas as variáveis, com exceção

das variáveis já expressas em termos percentuais e da balança comercial. Como as exportações líquidas assumem valores negativos, expressamos sua série como desvios em relação à média, utilizando a aproximação local $\log(nx_t)$: $nx_t / \text{média}(nx_t) - 1$. Em seguida, removemos as frequências baixas das séries, utilizando um filtro de Hodrick-Prescott (com parâmetro 1600).

As primeiras duas colunas das Tabelas 1, 2 e 3 mostram as propriedades das flutuações cíclicas dos Estados Unidos (no período 1954:1 a 1991:2, Cooley (1995) e do Brasil. A Tabela 1 indica as volatilidades das séries, e a Tabela 2 as correlações contemporâneas das diversas séries com a série do PIB. A Tabela 3 corresponde a “IS dinâmica”, a regressão do PIB filtrado (hiato) em sua defasagem e na taxa de juros contemporânea.

O lado real das flutuações da economia brasileira, conforme já discutido em Kanczuk (2001, 2002), pode ser caracterizado pelas seguintes observações. O consumo e o investimento são fortemente pró-cíclicos, o investimento é aproximadamente três vezes mais volátil que o PIB, e o consumo é menos volátil. As exportações líquidas são contracíclicas e muito mais voláteis que as outras séries, um comportamento já observado em outros países. (Correia, Neves e Rebelo, 1995) Contudo, devemos considerar o valor absoluto de sua volatilidade com certa desconfiança devido à necessidade da aproximação da função logarítmica próxima à raiz. A série de emprego indica volatilidade inferior ao PIB, diferentemente do comportamento internacionalmente observado, o que é provavelmente um reflexo da utilização de uma série que só contempla uma das margens de ajuste (vide Kanczuk e Faria (2000) para um estudo da indústria brasileira, uma indicação de que a série relevante de horas trabalhadas no Brasil deve ser mais volátil do que a disponível). A taxa de juros é contracíclica, apresenta bastante volatilidade, e tem coeficiente na “IS dinâmica” claramente significativo. Quando comparada aos Estados Unidos, a economia brasileira apresenta correlações com sinais e magnitudes semelhantes, e volatilidades cerca de 60% superiores.

O lado nominal das flutuações brasileiras caracteriza-se por apresentar volatilidades bem superiores ao lado real. Todas as variáveis são contracíclicas, e a magnitude de sua correlação com o PIB é relativamente baixa. Em contraste com os Estados Unidos, no

5 Idealmente deveríamos calcular a variância do Resíduo de Solow a partir dos dados. Conforme já mencionado, a dificuldade advém da inexistência de uma série de horas trabalhadas com periodicidade trimestral.

Brasil a inflação é contracíclica. Mas talvez o que mais chame atenção é que as volatilidades do lado nominal no Brasil são dez vezes superiores às dos EUA.

Tabela 1
Desvios Padrões (em %) das Séries Filtradas

Variável	EUA	BRA	TRI	MÊS	SEM	DIA
PIB	1,7	2,7	3,0	2,6	2,7	2,6
Consumo	0,86	1,9	2,5	1,8	1,6	1,5
Invest.	5,1	7,7	7,6	7,7	7,8	7,6
Export. Líq.		70	120	130	110	77
Juros Reais	0,65	4,9	5,5	5,5	5,5	5,5
Emprego	1,4	1,4	4,2	3,1	2,6	2,5
Preço	1,4	30	112	48	10	2,4
Inflação	0,57	20	247	143	8,6	2,0
Juros Nominais	0,30	23	252	144	11	6,0
M1 (cresc.)	1,5	42	37	37	37	37

Tabela 2
Correlação (contemporânea) com o PIB das Séries Filtradas

Variável	EUA	BRA	TRI	MES	SEM	DIA
Consumo	0,83	0,93	0,88	0,84	0,92	0,92
Invest.	0,90	0,89	0,79	0,87	0,94	0,95
Export. Líq.	-0,37	-0,44	0,29	0,05	-0,29	-0,54
Juros Reais	-0,23	-0,29	-0,23	-0,25	-0,24	-0,24
Emprego	0,86	0,46	0,96	0,95	0,97	0,98
Preço	-0,52	-0,22	-0,40	-0,38	-0,26	-0,49
Inflação	0,34	-0,15	-0,09	-0,13	-0,09	-0,15
Juros Nominais	0,40	-0,21	-0,09	-0,15	-0,21	-0,28
M1 (cresc.)	0,33	-0,18	-0,72	-0,48	-0,13	-0,02

Tabela 3
IS Dinâmica. Variável Dependente: Hiato do Produto

Var. indep.	EUA	BRA	TRI	MES	SEM	DIA
Hiato (-1)	0,83 (0,04)	0,67 (0,07)	0,57	0,60	-0,63	-0,63
Juros Real	-0,13 (0,10)	-0,12 (0,04)	-0,10	-0,10	-0,10	-0,09

Desvios padrões entre parêntesis.

As quatro últimas colunas das Tabelas 1, 2 e 3 referem-se às simulações das economias artificiais, calibradas na margem para trimestre, mês, semana e dia. Os valores de σ_z e ϕ foram escolhidos de forma que as volatilidades do PIB e do investimento das economias artificiais ficassem próximas de suas correspondentes nos dados brasileiros.⁵ Contudo, adotou-se a restrição de que σ_z fosse no mínimo igual a 0,007, sob a justificativa de que a volatilidade dos choques tecnológicos no Brasil, uma economia em desenvolvimento, deve ter pelo menos a mesma magnitude da dos EUA. Mais especificamente, os valores escolhidos para esses parâmetros foram, respectivamente para a economia calibrada para trimestre, mês, semana e dia, $\sigma_z = 0,007$ e $\phi = 100$; $\sigma_z = 0,008$ e $\phi = 110$; $\sigma_z = 0,0095$ e $\phi = 130$; e $\sigma_z = 0,0095$ e $\phi = 130$.

Há várias propriedades comuns a todas as economias artificiais:

- (i) o consumo e o investimento são fortemente pró-cíclicos e o consumo é menos volátil que o PIB, um mérito comum aos modelos de ciclos reais que têm choques tecnológicos como principal causador das oscilações;
- (ii) os juros reais são contracíclicos e têm coeficiente na “IS dinâmica” dentro do intervalo de confiança dos dados reais, um mérito da especificação de capital de giro;
- (iii) a volatilidade e a correlação com o PIB do emprego simulado são superiores às dos dados originais, já que esta série possibilita as duas margens de ajuste (pessoas ocupadas e horas trabalhadas por pessoa);
- (iv) a volatilidade das exportações líquidas variam bastante de um experimento para outro, e também se distinguem dos dados, o que se deve, em boa parte, à aproximação da função logarítmica próxima a seu zero;
- (v) a volatilidade da taxa de juros real e do crescimento da moeda, que são exógenas ao modelo, se distinguem dos dados devido à especificação parcimoniosa do processo de expansão da moeda;
- (vi) todas as variáveis nominais (preço, inflação, juros nominais e crescimento da moeda) são contracíclicos, um resultado que suporta a especificação de preços flexíveis, como discutiremos a seguir.

Em contraste, outras variâncias e correlações são distintas entre as economias simuladas, e podem nos dar informações úteis sobre os efeitos do imposto inflacionário sobre os ciclos brasileiros:

- (i) a volatilidade do PIB na economia “trimestral” é superior à observada nos dados, mesmo quando o choque tecnológico tem a mesma volatilidade que o choque tecnológico da economia dos EUA,
- (ii) enquanto as exportações líquidas são contracíclicas nos dados, elas são pró-cíclicas na economia “trimestral”, praticamente não correlacionadas com o PIB na economia “mensal”, e contracíclicas nas economias “semanal” e “diária”;
- (iii) a volatilidade das variáveis nominais (com exceção de M1) é relativamente alta nas economias “trimestral” e “mensal” e relativamente baixas nas economias “semanal” e “diária”

Em nossa opinião, a economia artificial que melhor mimetiza a economia brasileira é a denominada “semanal”, dada a natureza contracíclica das exportações líquidas e as volatilidades relativamente adequadas das variáveis nominais. Essa economia parece reproduzir bem não somente os fatos estilizados das flutuações das variáveis reais, mas também das variáveis nominais. Na medida em que não dispomos de dados sobre a frequência com que os agentes realocavam seus haveres monetários, esse resultado é indicativo de que frequência semanal é uma boa aproximação.

Indiretamente, esse resultado também é um indicativo de que os efeitos do imposto inflacionário sobre os ciclos reais brasileiros foram pequenos. Os agentes da economia “semanal” estão sujeitos a um processo monetário com uma expansão anual de cerca de 25%. Isto é, embora a inflação tivesse ordens de magnitude maior, as frequências altas se comportaram como se o País tivesse inflação baixa.

Como nessa economia os preços também se reajustam uma vez por semana, esse resultado também suporta a hipótese de preços flexíveis para periodicidade trimestral. De fato, todas as economias artificiais, mesmo a com preço flexível para periodicidade diária, geram variáveis nominais que são contracíclicas, em sintonia com a economia brasileira.

Isso é relevante porque, em contraste com o Brasil, os ciclos reais para a economia dos Estados Unidos indicam que a inflação é pró-cíclica, e os preços são contracíclicos. E conforme apontam Cooley e Hansen (1998), nenhum modelo consegue reproduzir esse fato estilizado: os modelos de preços flexíveis implicam inflação e preços contracíclicos,

e os modelos de preços rígidos inflação e preços pró-cíclicos. No caso brasileiro, esse problema desaparece, já que modelos de preço flexível conseguem ter sucesso em mimetizar os comportamentos tanto do preço como da inflação.

Vale dizer também que as simulações indicam que a hipótese de flexibilidade de preços não é suficiente para bons resultados. Nas economias “trimestral” e “mensal” a emissão de moeda tem o efeito de distorcer as demais alocações (note em especial as exportações líquidas), embora os preços sejam totalmente flexíveis, e sua variação tende a cancelar os efeitos monetários.

6 Cenários para frequência baixa

Com a economia artificial em mãos, e escolhida a calibração na margem semanal como a melhor opção, podemos partir para a segunda fase de nossa análise: propor uma metodologia de projetar as variáveis econômicas tomando a produtividade como a única grandeza exógena; e quantificar a importância da vulnerabilidade externa para o crescimento do PIB.

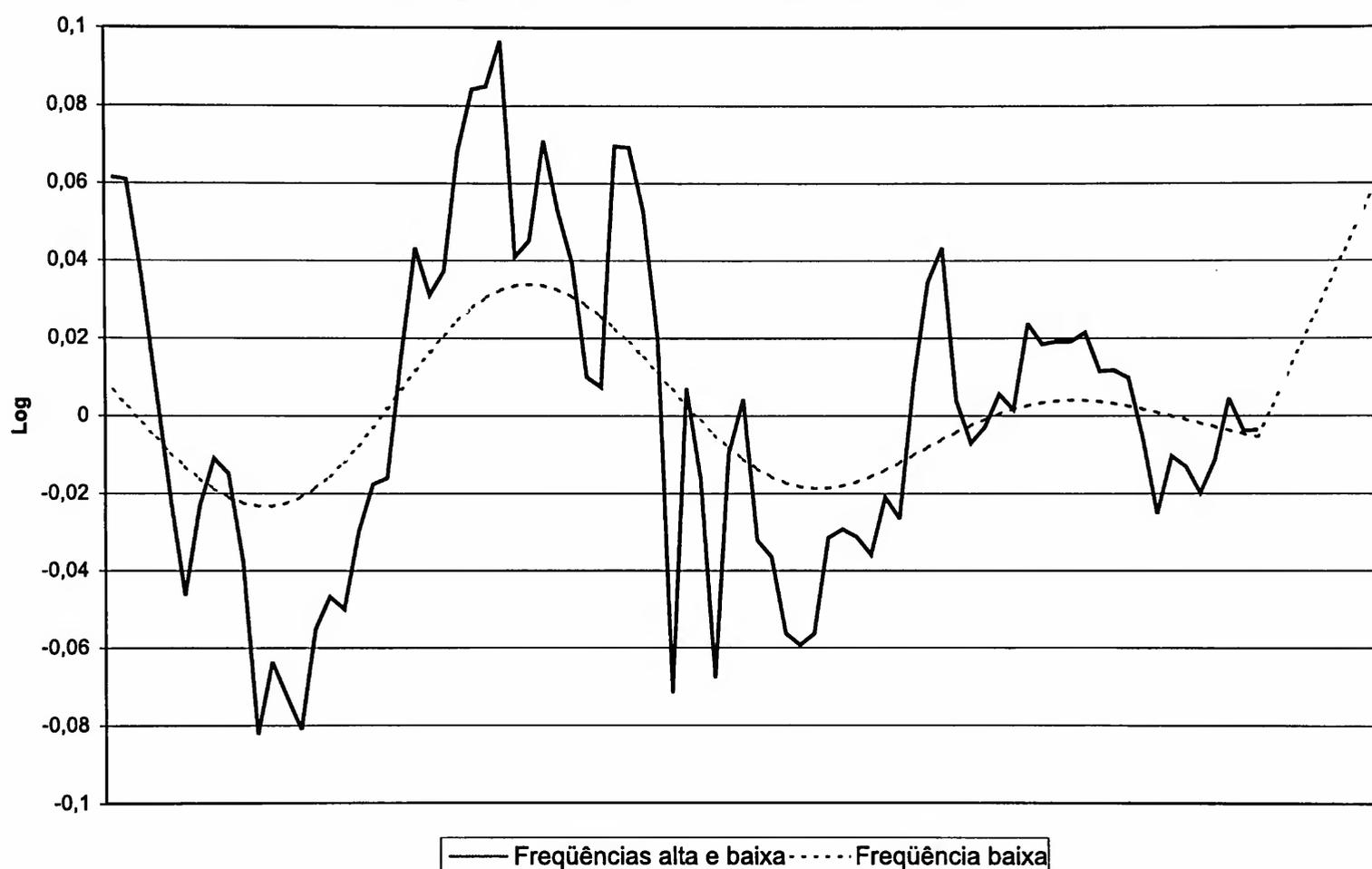
Para compreender nossa metodologia de projeção é útil dividir as séries temporais macroeconômicas em três componentes: (i) tendência, (ii) frequência baixa e (iii) frequência alta. Por tendência, compreende-se um fator geométrico que é o valor médio no período do crescimento da série em questão; por frequência baixa, a série correspondente ao filtro Hodrick-Prescott aplicado sobre o logaritmo da série já sem a tendência; e por frequência alta, o resíduo da série, uma vez subtraídas a tendência e a frequência baixa.

A metodologia de ciclos reais implicitamente também divide as séries nesses três componentes, fazendo com que a tendência seja dada pelos crescimentos populacionais e tecnológicos, e que as flutuações (frequência alta) sejam obtidas após filtragem. A parte implícita está em filtrar a série original, sem eliminar a tendência, o que é equivalente se recordarmos que a tendência também é eliminada pela filtragem.

Alterar a tendência para efetuar uma projeção significaria ter que recalibrar o modelo, alterando os valores de γ , η , e assim β . Em princípio, não há nada errado em fazê-lo, mas uma alteração nas preferências nunca é uma boa opção sob o ponto de vista metodológico. Com isso em mente, optamos por manter a tendência das séries constante, alterando a frequência baixa. Em outras palavras, nossa metodologia consiste em supor um comportamento para a frequência baixa e obter a reação da economia artificial (frequência alta) que resulta dessa suposição.

Para melhor visualização, na Figura 1 reportamos a série do logaritmo do PIB sem tendência e a do filtro de Hodrick-Prescott aplicado a essa série. A série HP corresponde à frequência baixa, e a série PIB à soma da frequência baixa com a frequência alta. A série correspondente à tendência, que em logaritmo seria uma reta inclinada, não aparece na figura. Nossa metodologia é supor uma determinada inclinação para a série HP a partir de 2001 (como aparece na figura), e obter (endogenamente) o PIB juntamente com as demais séries macroeconômicas, para um intervalo futuro desejado.

Figura 1
Componentes do PIB sem Tendência



Como a figura indica, a escolha da frequência baixa para o futuro (inclinação para a série HP) parece ser distinta de seu comportamento no passado. Isto é intencional, para explicitar as vantagens comparativas dessa metodologia com relação à Econometria. Na seção anterior utilizamos a teoria de Ciclos Reais para construir um modelo que foi calibrado utilizando-se fatos do crescimento secular para se estudar flutuações. Isto, por si, mostra que a teoria utilizada independe da frequência em questão, e do que ocorreu no passado recente. A construção de um cenário bastante distinto do que ocorreu no passado pode ser realizada sem problemas se acreditamos que a teoria vale independente disso.

Em contraste, se nosso interesse é projetar o futuro baseando-se fortemente no comportamento dos dados observados, Séries Temporais parece ser o melhor caminho.

O procedimento computacional utilizado é o de fazer sucessivas convergências ao estado estacionário. Encontramos o nível de capital inicial para cada uma dessas convergências subtraindo do capital de estado estacionário uma quantia devida ao crescimento (exógeno) da baixa tendência. A opção por simular convergências, ao invés de choques tecnológicos, justifica-se por seu caráter permanente. Como choques tecnológicos (resíduo de Solow) são temporários, optamos por impor valores sempre iguais a zero para z_t .

É interessante notar que o único parâmetro exógeno necessário para simulações é a taxa de crescimento da frequência baixa. Todos os demais - velocidades de convergência, comportamento do investimento e exportações líquidas, horas trabalhadas, capital e passivo externo acumulados - são obtidos endogenamente. Mais importante: esse comportamento endógeno foi confrontado com os dados brasileiros na seção anterior, com bom desempenho.

Inicialmente escolhemos um valor alto para a taxa de crescimento da frequência baixa, e obtemos o cenário mostrado nas Figuras 2 a 6. Para verificar a consistência do procedimento, o cenário foi traçado para um horizonte de 150 anos. Observe que o passivo externo líquido sobre o PIB se estabiliza (Figura 6), embora as exportações líquidas pareçam inicialmente atingir valores surpreendentemente negativos que até sugerem insolvência. Nosso modelo exclui a possibilidade de jogos de Ponzi, o que implica equilíbrios em que o Brasil é sempre solvente, no sentido de os agentes poderem pagar as dívidas adquiridas. Contudo, o equilíbrio não é necessariamente sustentável, no sentido de os agentes preferirem pagar a dívida a um *default* (vide Obstfeld and Rogoff (1995) para essa distinção). É exatamente por isso que escolhemos um limite para o déficit de Transações Correntes. Estamos implicitamente, e de forma *ad-hoc*, escolhendo um critério de sustentabilidade, a partir do qual os agentes econômicos optariam por não pagar suas dívidas e, portanto, não obteriam empréstimos.

Figura 2
PIB - Taxa de Crescimento Anual (%)

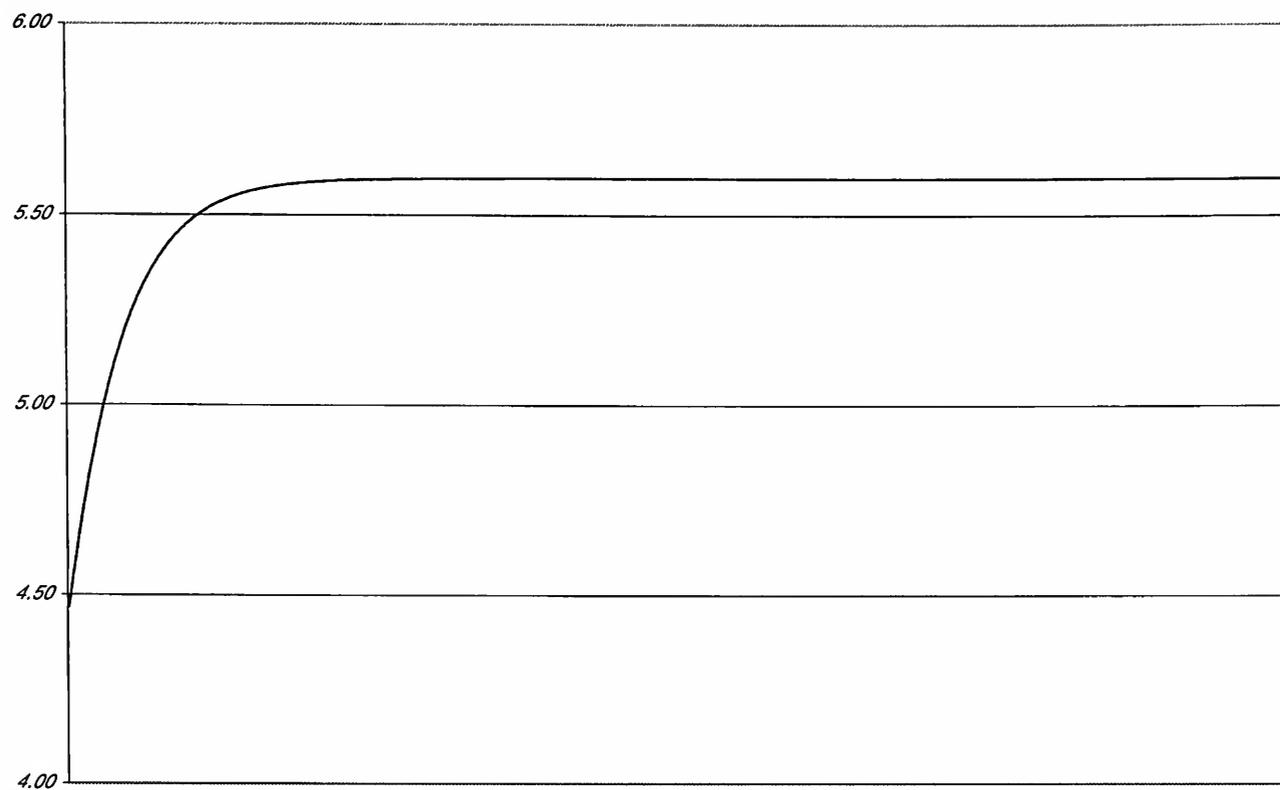


Figura 3
Investimento (% PIB)

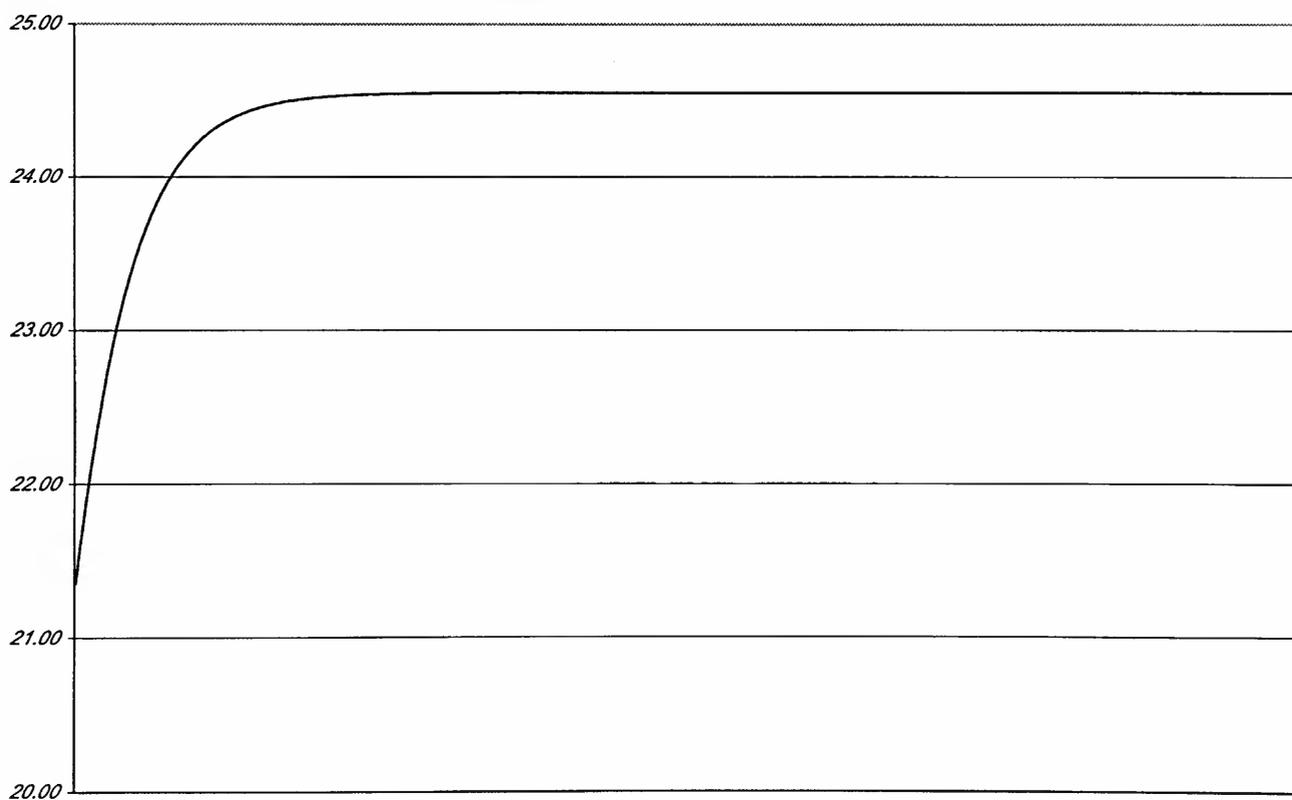


Figura 4
Exportações Líquidas (% PIB)

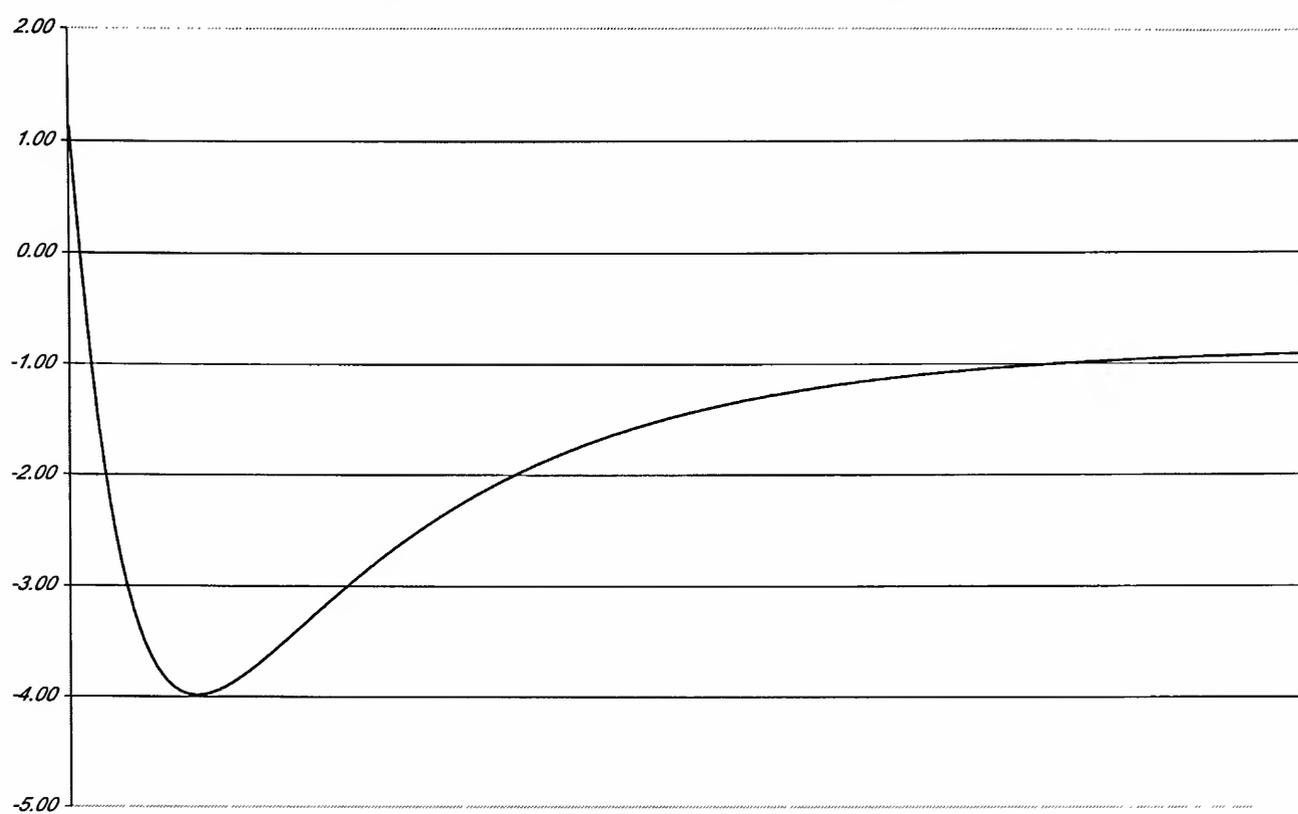


Figura 5
Transações Correntes (% PIB)

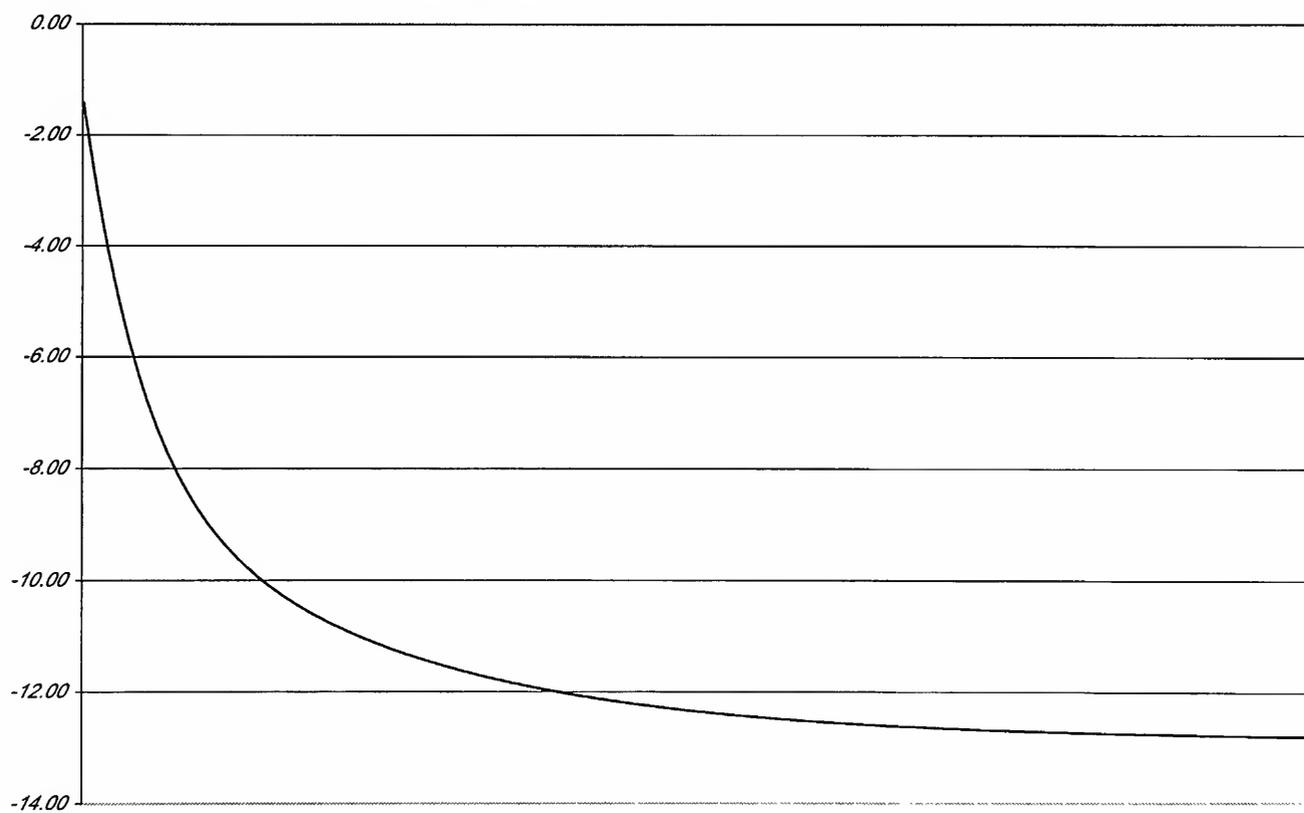
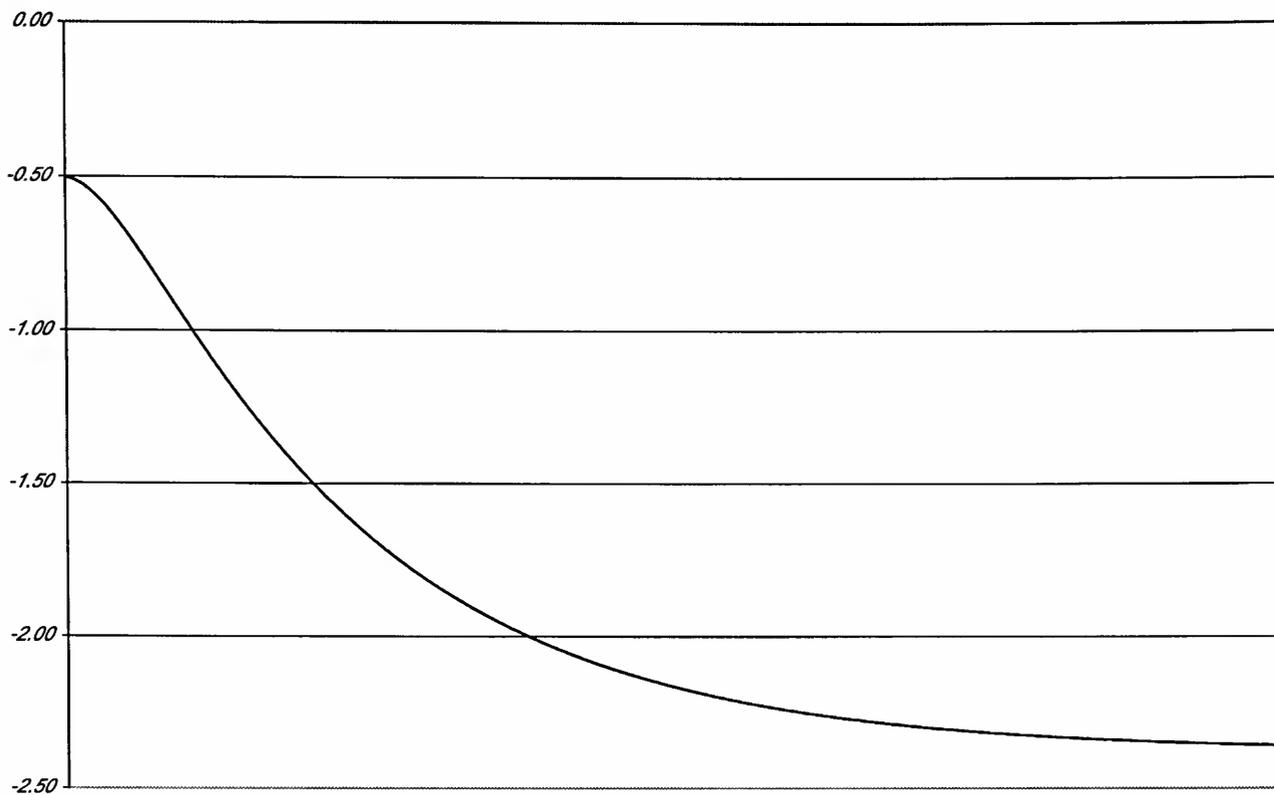


Figura 6
Ativo Externo Líquido / PIB



A seguir, reduzimos a taxa de crescimento da frequência baixa até atingirmos uma situação em que o déficit de Transações Correntes fique inferior a 4,5% do PIB nos primeiros dez anos. As figuras correspondentes a esse cenário são idênticas, em forma às já apresentadas, mas com todas as variáveis assumindo valores mais baixos (em módulo). O crescimento médio do PIB nesses dez anos é de somente 3,7%. Será que esse é definitivamente um limite superior ao nosso crescimento? Há várias qualificações a este resultado. No que segue, colocamos algumas questões e possibilidades que, de certa maneira, podem desafiá-lo.

O primeiro desafio a esse resultado pode ser implementado no próprio arcabouço aqui desenvolvido. Assumimos que o horizonte relevante para a restrição à sustentabilidade é igual a dez anos. Novamente, de forma implícita, estamos considerando que os emprestadores internacionais trabalham com esse horizonte, mas não temos justificativa para tal. Como a curva de Transações Correntes é monotônica decrescente, experimentos com horizontes mais curtos implicam maiores taxas de crescimento. Em especial, um horizonte de cinco anos é consistente com uma taxa média anual de crescimento do PIB de 4,5%.

Uma segunda possibilidade seria explicitamente modelar sustentabilidade, endogeneizando o nível de Transações Correntes consistente com uma dada taxa de crescimento, nível de capital, e nível do passivo externo líquido. O trabalho de Kehoe e Perri (2002) estuda restrições endógenas de crédito no caso em que o financiamento externo serve

para suavizar o consumo em caso de choques de produtividade. Seria necessário estender esse trabalho para um caso em que o financiamento externo permite também crescimento econômico, o que parece não ser trivial. Além das dificuldades de formulação teórica, a implementação numérica por meio da aproximação da função valor num espaço de estados discreto, que é utilizada pelos autores, provavelmente resulta num problema de excessivas dimensões, no nosso caso.

Uma terceira possibilidade seria avançar no modelamento da estrutura produtiva. O ganho desse detalhamento seria permitir que alterações no sistema produtivo possibilitem um maior crescimento econômico no caso de restrição ao crédito. Um exemplo disso seria construir um modelo com um setor de bens não-comercializáveis, um setor de bens importáveis e outro de bens exportáveis. Talvez a restrição externa implique um desenvolvimento baseado no setor de exportáveis em detrimento dos outros setores. Um outro exemplo seria construir um modelo que especificasse os quarenta e dois setores da matriz insumo-produto, na linha dos “modelos de equilíbrio geral computável” Em ambos os casos, deve haver grandes desafios em termos de modelar o comportamento dinâmico enquanto se sofisticava a estrutura intratemporal, e de calibração dos vários novos parâmetros.

7 Conclusões

Construímos um modelo com microfundamentos, na tradição da literatura de Ciclos Reais, para projetar o PIB brasileiro nos próximos dez anos. Quando preços são flexíveis, e moeda é “calibrada na margem” para periodicidade semanal, o modelo mimetiza os principais fatos estilizados das flutuações brasileiras das últimas duas décadas. Isto talvez seja surpreendente porque inflação alta foi um fator crucial na economia brasileira, distorcendo preços e alocações. Contudo, embora os efeitos da inflação sobre o crescimento secular tenham sido indubitavelmente pernicioso, seus impactos nas altas frequências foram questionáveis. A sofisticação financeira brasileira permitiu que os agentes realocassem seu haveres monetários com grande frequência, reduzindo os efeitos das oscilações provenientes do processo de emissão monetária.

Embora vários dos resultados obtidos sejam indicativos de flexibilidade de preços, em particular as correlações com o PIB dos preços e inflação nas economias artificiais, acreditamos que a extensão desse estudo para um ambiente com preços rígidos seria importante. Isso não somente poderia desafiar ou dar robustez ao resultado aqui encontrado, mas também seria provavelmente de maior relevância para a década que segue. Talvez com o controle da inflação os preços da economia brasileira se tornem mais fixos, e a rigidez de preços se torne tão importante quanto é considerada pelos modelos de metas inflacionárias.

Com a economia artificial em mãos, e escolhendo (exogenamente) a taxa de crescimento do componente em frequência baixa do PIB, obtivemos o comportamento das demais séries econômicas endogenamente. Em especial, o perfil das exportações líquidas foi calculado segundo a maximização dos agentes econômicos, e em conformidade com o comportamento de alta frequência dessa série observado no passado.

Seguindo a tradição dos modelos de “hiato”, do Banco Mundial, do Fundo Monetário Internacional, assumimos que a restrição ao crescimento é dada por um limite ao déficit de Transações Correntes. Em particular, assumimos que esse limite é de 4,5% do PIB, num horizonte de dez anos. Com isso, calculamos o crescimento máximo do PIB que é consistente com essa restrição, obtendo uma taxa média de 3,7% ao ano.

Há várias formas de desafiar esse resultado, inclusive no próprio arcabouço desse artigo. Talvez mais importante que o resultado em si, é a metodologia descrita. Em contraste com os modelos tipicamente utilizados para construir cenários, a formação de poupança doméstica e externa ocorre endogenamente, e está de acordo com o comportamento de alta frequência observado nos últimos vinte anos. Para construir cenários, a única variável exógena necessária é o crescimento do PIB. Conseqüentemente, essa metodologia nos permite obter o crescimento do PIB máximo para uma restrição externa qualquer, nada mais exógeno.

Referências

- Agenor, P.-R.; Montiel, P. J. *Development macroeconomics*. Princeton Univ. Press, 1995.
- Araújo, C. H. V.; Ferreira, P. C. G. Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 2, p. 133-166, 1999.
- Bacha, E. L.; Bonelli, R. *Crescimento e produtividade no Brasil: o que nos diz o registro de longo prazo*. “Seminários” PUC-Rio, 2001.
- Bacha, E. L. A three-gap model of foreign transfers and the GDP growth rate in developing countries. *Journal of Development Economics* 32, p. 279-296, 1990.
- Bogdanski, J.; Springer, P. F.; Goldfajn, I.; Tombini, A. A. *Inflation targeting in Brazil: shocks, backward-looking prices and IMF conditionality*. WPS 24, BACEN, 2001.
- Christiano, L. J.; Eichenbaum, M. Liquidity effects, monetary policy, and the business cycle. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 27, n. 4, p. 1113-1136, 1995.
- Christiano, L. J.; Eichenbaum, M.; Evans, C. L. Sticky price and limited participation models of money: a comparison. *European Economic Review* 41, p. 1201-1249, 1997.

- Cooley, T. F. *Frontiers of business cycle research*. Princeton Univ. Press, 1995.
- Cooley T. F.; Hansen, G. D. The role of monetary shocks in equilibrium business cycle theory: three examples. *European Economic Review* 42, p. 605-17, 1998.
- Correia, I.; Neves, J.; Rebelo, S. Business cycles in a small open economy. *European Economic Review* 39, p. 1089-1113, 1995.
- Ellery Jr., R.; Gomes, V.; Sachsida, A. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia* v. 56, n. 2, 2002.
- Feenstra, R. C. Functional equivalence between liquidity costs and the utility of money. *Journal of Monetary Economics*, v. 17, n. 2, p. 271-91, 1986.
- Ferreira, P. C.; Rossi, J. W. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 1999.
- Gomes, V.; Pessoa, S.; Veloso, F. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. *Ensaio Econômico da EPGE*, 483, 2003.
- Greenwood, J.; Hercowitz, Z.; Huffman, G. Investment, capacity utilization and the business cycle. *American Economic Review* 78, p. 402-417, 1988.
- Kanczuk, F. Business cycles in a small open brazilian economy. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 3, p. 455-470, jul./set. 2001.
- _____ Juros reais e ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, 2002.
- Kanczuk, F.; Faria Jr., F. Ciclos reais para a indústria brasileira. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 3, p. 335-350, jul./set. 2000.
- Kehoe, P. J.; Perri, F. International business cycles with endogenous incomplete markets. *Econometrica*, v. 70, n. 3, p. 907-28, 2002.
- Obsfeld, M.; Rogoff, K. *Foundations of international macroeconomics*. MIT Press, 1995.
- Pastore, A. C.; Pinotti, M. C. *One year of inflation targeting in Brazil: what have we learned about the channels of monetary transmission*. 2000. Mimeografado.
- Taylor, J. B. *Monetary policy rules*. The Univ. of Chicago Press, 1999.
- Val, P. R. C.; Ferreira, P. C. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 2, 2001.

Capitais internacionais: complementares ou substitutos?*

Carlos Hamilton V. Araújo[§]

Renato G. Flôres Jr.[◊]

RESUMO

Este artigo apresenta uma análise teórica e empírica da substitutibilidade dos fluxos privados de capitais externos. Neste sentido, são conduzidas investigações, tanto univariadas quanto multivariadas, dos movimentos de capitais para a economia brasileira no período 1991-1998. Ao contrário de outras pesquisas do gênero, encontramos uma relação de equilíbrio ligando os fluxos. Além disso, os resultados encontrados dão suporte às hipóteses de complementaridade no longo prazo e de substitutibilidade no curto prazo.

Palavras-chave: fluxos de capitais, substitutibilidade, complementaridade, equilíbrio de longo prazo, análise multivariada.

ABSTRACT

This paper presents a theoretical and empirical analysis of the substitutability of international private capital flows. Both univariate and multivariate investigations of the capital movements related to the Brazilian economy during the period 1991-1998 are conducted. Contrary to other studies, we find an equilibrium relationship linking the flows. We also find support for the complementarity hypothesis in the long term and for the substitutability hypothesis in the short term.

Key words: capital flows, substitutability, complementarity, long term equilibrium.

JEL classification: F02, F21, F32

* Os autores agradecem a Armínio Fraga, Renato Fragelli, Ivan Gonçalves, Kensuke Matsumoto, Ângela Musiello, Eduardo Nakao, Cristina Terra e Alexandre Tombini, por comentários e sugestões; o parecer de um revisor anônimo contribuiu, substancialmente, para melhorar o texto original. Os erros remanescentes, entretanto, são de nossa inteira responsabilidade.

§ Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil; Rio de Janeiro.

◊ Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas; Rio de Janeiro.

Recebido em abril de 2002. Aceito em outubro de 2003.

1 Introdução

É praxe medir o fluxo de entrada líquida de capitais em uma economia pelo saldo do balanço de capitais autônomos. Em princípio, isso não constitui uma arbitrariedade; afinal, pode-se olhar esses fundos meramente como alternativas de financiamento a um déficit no balanço de pagamentos em conta corrente ou a um aumento do estoque de reservas internacionais. Neste contexto, a composição do fluxo agregado seria irrelevante e os itens do balanço de capitais seriam substitutos perfeitos. As eventuais discrepâncias de comportamento entre os componentes do balanço de capitais autônomos seriam desconsideradas, o que seria admissível sob a hipótese de mercados completos.

A segmentação dos fluxos de capitais internacionais, todavia, está bem registrada na literatura. Meade (1951) separa-os em “autônomos” e “de ajustamento”. Os últimos, dentre os quais se incluem variações nas reservas internacionais e capitais de curto prazo, verificar-se-iam quando houvesse a necessidade de compensar um desequilíbrio gerado por outros itens do balanço de pagamentos. Já os primeiros, dentre os quais estão investimentos diretos e capitais de portfólio, ocorreriam independentemente dos demais itens do balanço de pagamentos. Buckley (1990) defende uma distinção entre investimento direto e investimento de portfólio, consubstanciada no fato de que os primeiros contemplam a transferência do controle administrativo do negócio envolvido, o mesmo não acontecendo com os últimos. Mais recentemente, Razin *et alii* (1996) usam os custos de financiamento, enquanto Chen e Khan (1997) recorrem às ineficiências do mercado financeiro do país receptor, para argumentar em defesa da tese de não substitutibilidade.

O debate sobre complementaridade e substitutibilidade vem ganhando importância ultimamente, muito em razão do aprofundamento global dos fluxos de capitais e, de modo restrito, entre países ricos e em desenvolvimento. Neste último caso, as investigações têm origem em preocupações quanto à sustentabilidade e à volatilidade dos fluxos. No campo empírico, a substitutibilidade é tratada sob o pressuposto de que o comportamento de um fluxo reflete a evolução dos choques econômicos que o originaram e, por conseguinte, dois fluxos não seriam substitutos caso fossem originados por choques diferentes. Assim, sempre que a individualização não tiver validade geral, há substitutibilidade entre componentes da conta de capitais autônomos. Com base em experimentos univariados, Claessens *et alii* (1995) dão suporte à hipótese de substitutibilidade. Já em um contexto multivariado, as conclusões de Chuhan *et alii* (1995) apóiam a visão tradicional de não substitutibilidade entre os fluxos do balanço de capitais autônomos.

O objetivo deste artigo é aprofundar esse debate. Para tanto, são analisados os principais componentes da conta de capital da economia brasileira. O conjunto de observação

se estende de julho de 1991 a junho de 1998.¹ A opção por uma única economia traz perda de generalidade, mas, em contrapartida, impede que os resultados sejam contaminados pela diversidade de circunstâncias econômicas e institucionais que, inevitavelmente, prevalecem em países distintos. Além disso, justifica-se pela ausência de um princípio unificado, organizando, em escala mundial, a estruturação da conta de capitais do balanço de pagamentos.

A adoção de atitude investigativa mais aberta, como defendida no âmbito da macroeconomia por Sims (1980), levou à realização de experimentos multivariados, com uso de técnicas que incorporam a evidência estatística de co-integração, bem como de outras em que esse fato e a não estacionariedade das séries envolvidas não desempenham papel explícito. Dentre as contribuições do artigo, cabe destacar, em especial, que a hipótese de substitutibilidade é avaliada tanto no horizonte de curto quanto no de longo prazo, definindo-se, inclusive, a relação que caracterizaria o equilíbrio de longo prazo dos fluxos brasileiros.

Os resultados conduzem ao entendimento de que o vínculo entre substitutibilidade e semelhança de comportamento não se sustenta no longo prazo. Neste horizonte, os investimentos diretos, os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo seriam fluxos complementares. Por outro lado, no curto prazo, os capitais de médio prazo e os de portfólio seriam substitutos (fungíveis). A análise da substitutibilidade e complementaridade, levando em conta a distinção entre curto e longo prazo, aparentemente ainda não foi explorada pela literatura.

Além desta introdução, o texto obedece à seguinte ordem: especificação da metodologia empregada e das séries investigadas na seção 2; análises univariada e multivariada dos diversos fluxos de capitais nas seções 3 e 4, respectivamente; discussão de um modelo de correção de erro na seção 5 e considerações finais na 6.

2 A metodologia

A estratégia de trabalho, em princípio, segue a literatura que trata da fungibilidade dos fluxos de capitais. Realizam-se, primeiro, análises econométricas individualizadas das

1 O início do período se justifica pela edição pelo Conselho Monetário Nacional, em 31 de maio de 1991, da Resolução nº 1.832, que instituiu a Carteira de Valores Mobiliários Mantida no País por Investidor Institucional (Anexo IV). O ponto final da amostra coincide com o final das séries publicadas pelo Banco Central do Brasil à época da realização dos experimentos.

séries, buscando-se semelhanças que indicariam substitutibilidade. Posto que a análise univariada desconsidera a eventual existência de inter-relações entre os fluxos, procede-se, em uma segunda etapa, a análises multivariadas, adotando-se atitude investigativa nos termos propostos por Sims (1980). Dessa forma, são utilizadas tanto técnicas que levam em conta a evidência estatística de co-integração entre os fluxos, como outras em que esse fato e a subjacente não estacionariedade das séries não desempenham papel explícito.

O conjunto de informação abrange os fluxos líquidos de capitais privados para a economia brasileira ao longo dos vinte e oito trimestres de julho de 1991 a junho de 1998.² O fluxo total é decomposto em quatro séries, segundo a nomenclatura usada pelo Banco Central do Brasil (1999). São elas:

- 1) **Investimentos Diretos (ID)** - conta de investimentos diretos, mais os empréstimos intracompanhias não contratados por instituições financeiras;
- 2) **Capitais de Portfólio (PTF)** - compõem-se majoritariamente de: (1) recursos destinados à composição de carteiras diversificadas de títulos e valores mobiliários - propriedade de investidores institucionais; (2) recursos destinados à aplicação em ações de empresas brasileiras pelo mecanismo de *Depositary Receipts*; e (3) recursos pertencentes a pessoas jurídicas domiciliadas ou com sede no exterior destinados à aquisição de cotas de Fundos de Renda Fixa - Capital Estrangeiro;
- 3) **Capitais de Médio Prazo (MP)** - conta de financiamentos de fornecedores/compradores, mais empréstimos em moeda, menos empréstimos intracompanhias não contratados por instituições financeiras (ou seja, inclusos nos Investimentos Diretos);
- 4) **Capitais de Curto Prazo (CP)** - conta de financiamentos de fornecedores/compradores, mais empréstimos em moeda, menos empréstimos intracompanhias não contratados por instituições financeiras (ou seja, inclusos nos Investimentos Diretos), desde que o prazo previsto para permanência no Brasil seja inferior a 365 dias.

2 Para investigação análoga sobre os fluxos de capitais direcionados para a economia brasileira a partir de 1969, ver Araújo (2000, Capítulo III).

3 Análise univariada

A validade da hipótese de substitutibilidade dos fluxos de capitais direcionados para a economia brasileira é aqui explorada por técnicas econométricas univariadas. A análise parte do pressuposto de que, ao longo do tempo, o comportamento de cada fluxo reflete a evolução dos choques que lhe deram origem. Dois fluxos são vistos como substitutos se apresentarem respostas idênticas aos mesmos choques, e quando um fluxo apresenta propriedades distintas é porque tem origem em choques distintos dos que determinaram os demais.

A Tabela 1 mostra as médias aritméticas dos fluxos trimestrais, cujos gráficos encontram-se na Figura 1. Nota-se o predomínio dos capitais de médio prazo, seguidos por investimentos diretos, capitais de portfólio e capitais de curto prazo. Embora no período em análise a participação média dos capitais de curto prazo tenha sido irrisória, em alguns intervalos foi expressiva, como pode ser inferido do próprio coeficiente de variação. Em 1995, por exemplo, os US\$ 18,83 bilhões em capitais de curto prazo representaram 55,8% do fluxo total.

Razin *et alii* (1996, p. 2) estimam que, no período 1990/1995, os investimentos diretos, seguidos por emissão de dívidas e por uma fração irrelevante de capitais de portfólio, compuseram metade dos movimentos de capitais de longo prazo para os países em desenvolvimento (na nomenclatura da Tabela 1, a soma de investimentos diretos, capitais de portfólio e capitais de médio prazo). Interpretam então esse escalonamento como evidência em favor da *pecking order hypothesis* (POH), da Teoria das Finanças Corporativas. Note-se, porém, que o financiamento à economia brasileira não obedeceu à POH, pois os investimentos diretos representaram pouco menos de um terço dos capitais de “longo prazo”, os capitais de médio prazo quase a metade, e os capitais de portfólio foram representativos (mais de um quinto). Seguindo Chen e Khan (1997), um tal comportamento atípico poderia ser atribuído a um baixo potencial de crescimento econômico e a um relativamente alto desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, o que permitiria a substituição de investimentos diretos por empréstimos bancários e/ou capitais de portfólio.

Tabela 1
Movimentos Líquidos de Capitais (em US\$ Bilhão)
Estatísticas Descritivas

Nível de Agregação	Média	Desvio Padrão	Coef. Variação	Assimetria	Fração do FT*
Fluxo Total (FT)	5.84	5.66	97%	1.09	100%
Investimentos Diretos	1.83	2.04	112%	1.17	31%
Capitais de Portfólio	1.35	1.83	135%	-0.64	23%
Capitais de Médio Prazo	2.62	3.53	135%	2.05	45%
Capitais de Curto Prazo	0.04	3.63	8761%	-0.18	1%

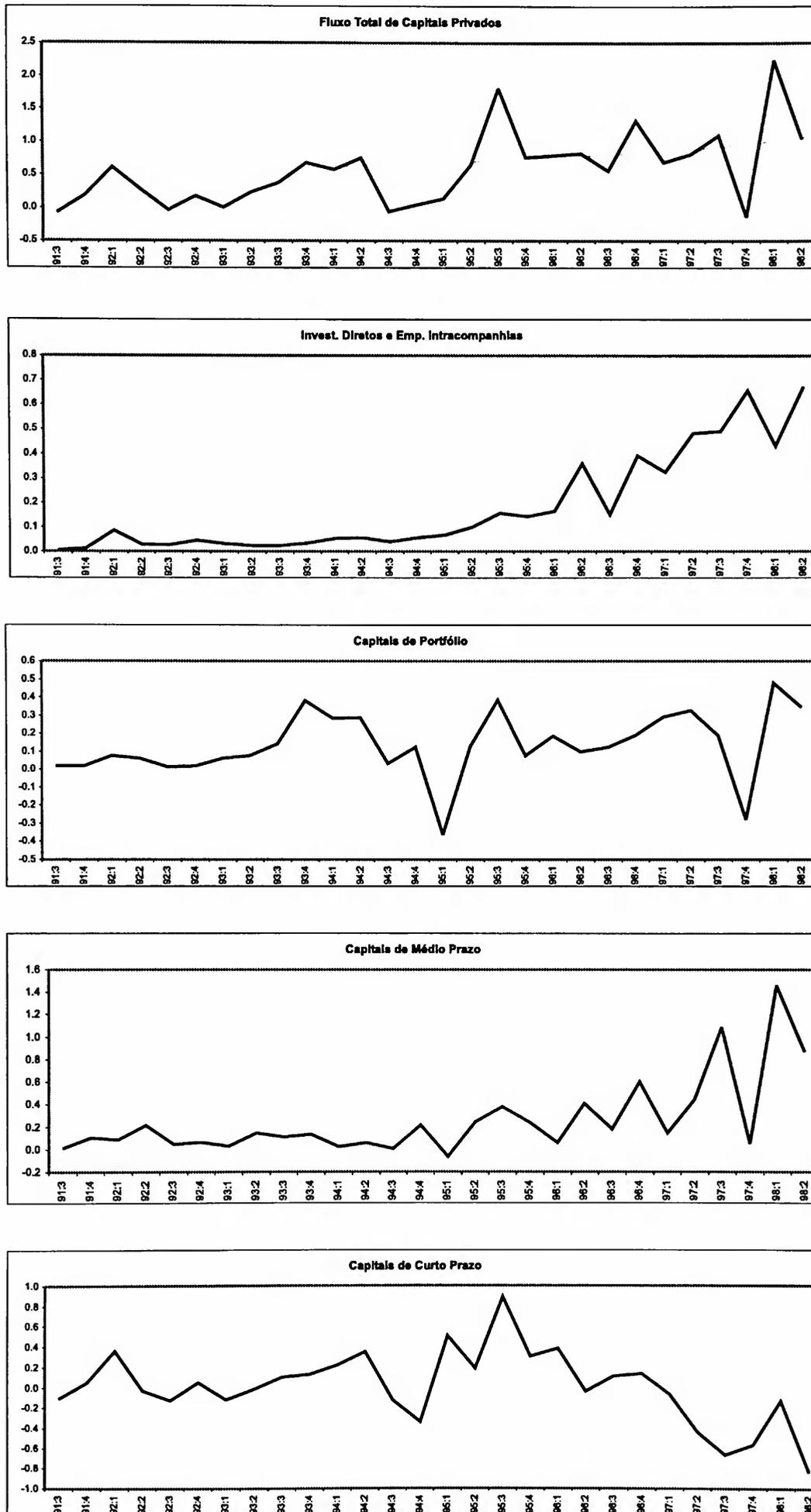
* média ao longo do período.

O Fluxo Total (FT) de Capitais Privados é igual ao Balanço de Capitais Autônomos, menos itens relativos a operações com organismos internacionais e/ou agências governamentais, podendo ser decomposto nas quatro rubricas constantes na Tabela.

A volatilidade dos capitais de médio prazo, medida pelo coeficiente de variação, é idêntica à dos capitais de portfólio, ligeiramente superior à dos investimentos diretos, e marcadamente inferior à dos capitais de curto prazo. Para os últimos, a visão tradicional aceita um indicador de volatilidade superior àqueles associados aos demais itens do balanço de capitais; todavia, surpreende a diferença mostrada na Tabela 1. Além disso, com base na semelhança de volatilidade, haveria substitutibilidade entre capitais de portfólio e capitais de médio prazo e, em menor grau, entre os últimos e os investimentos diretos. Os capitais de curto prazo ficariam à parte, sem indícios de substitutibilidade com qualquer dos congêneres.

Turner (1991, p. 87) estuda os fluxos de capitais privados para países industrializados, considerando observações anuais de 1975 a 1989 e, em termos da volatilidade medida pelo coeficiente de variação, hierarquiza os fluxos em ordem similar à derivada da Tabela 1. Os números dessa, contudo, divergem dos obtidos por Claessens *et alii* (1995, p. 160). Ao analisarem os fluxos trimestrais para um conjunto de dez países, incluindo ricos e em desenvolvimento, no período que vai de 1976 a 1992, em várias oportunidades eles apontam os investimentos diretos como o fluxo menos estável e, na maioria das vezes, com volatilidade superior à dos capitais de curto prazo.

Figura 1
Evolução Trimestral dos Fluxos Privados (US\$ 10 Bilhões) – 1991:3 a 1998:2



A persistência é outra propriedade importante para a investigação da substitutibilidade. Claessens *et alii* (1995, p. 159) sugerem que o caso clássico de dinheiro frio (*cold money*) consubstanciar-se-ia em um fluxo alto e positivamente autocorrelacionado, ao passo que uma autocorrelação serial nula ou até mesmo negativa caracterizaria o dinheiro quente (*hot money*). Consoante a Figura 2 - que mostra as autocorrelações estimadas para cada série -, os capitais de portfólio revelam caráter de transitoriedade, e os investimentos diretos, de permanência. Os de médio e de curto prazo não sinalizam permanência nem transitoriedade. Ao se avaliar a persistência pela autocorrelação, portanto, não haveria elementos suficientes para caracterizar a substitutibilidade entre dois fluxos quaisquer.

Ademais, a identificação via gráficos de autocorrelação deve ser explorada com cuidado. Com base apenas nessas figuras, nem sempre é possível diferenciar com segurança um processo auto-regressivo estacionário de primeira ordem [AR(1)] de um passeio aleatório. No AR(1), a função de autocorrelação decai exponencialmente, e embora, em princípio, o mesmo não valha para o passeio aleatório, algo visto como forte autocorrelação - choque duradouro finito - pode ser, de fato, um indicativo da presença de raiz unitária - choque permanente.

À vista do exposto, e seguindo o princípio do conservadorismo, inferências sobre o grau de persistência das séries dos fluxos de capitais devem ser precedidas por testes de estacionariedade. Os resultados do teste usado (de Dickey-Fuller aumentado - ADF, ver Hamilton (1994, Capítulo 17)), mostrados na Tabela 2, indicam que a hipótese de raiz unitária é a que melhor caracteriza os quatro fluxos. Para três deles, a nula de raiz unitária já não é rejeitada a 5%, e para os capitais de curto prazo, a rejeição não ocorre a 1%. Usando os mesmos fluxos, Chuhan *et alii* (1996) chegam a resultado oposto, quando avaliam o comportamento de fluxos líquidos trimestrais, registrados de 1985 a 1994, para os países do G-7³. A divergência, todavia, não impede que os resultados da Tabela 2 e os de Chuhan *et alii* (1996) convirjam em termos de sinalizar a substitutibilidade - nos dois casos os fluxos assemelham-se no quesito persistência.

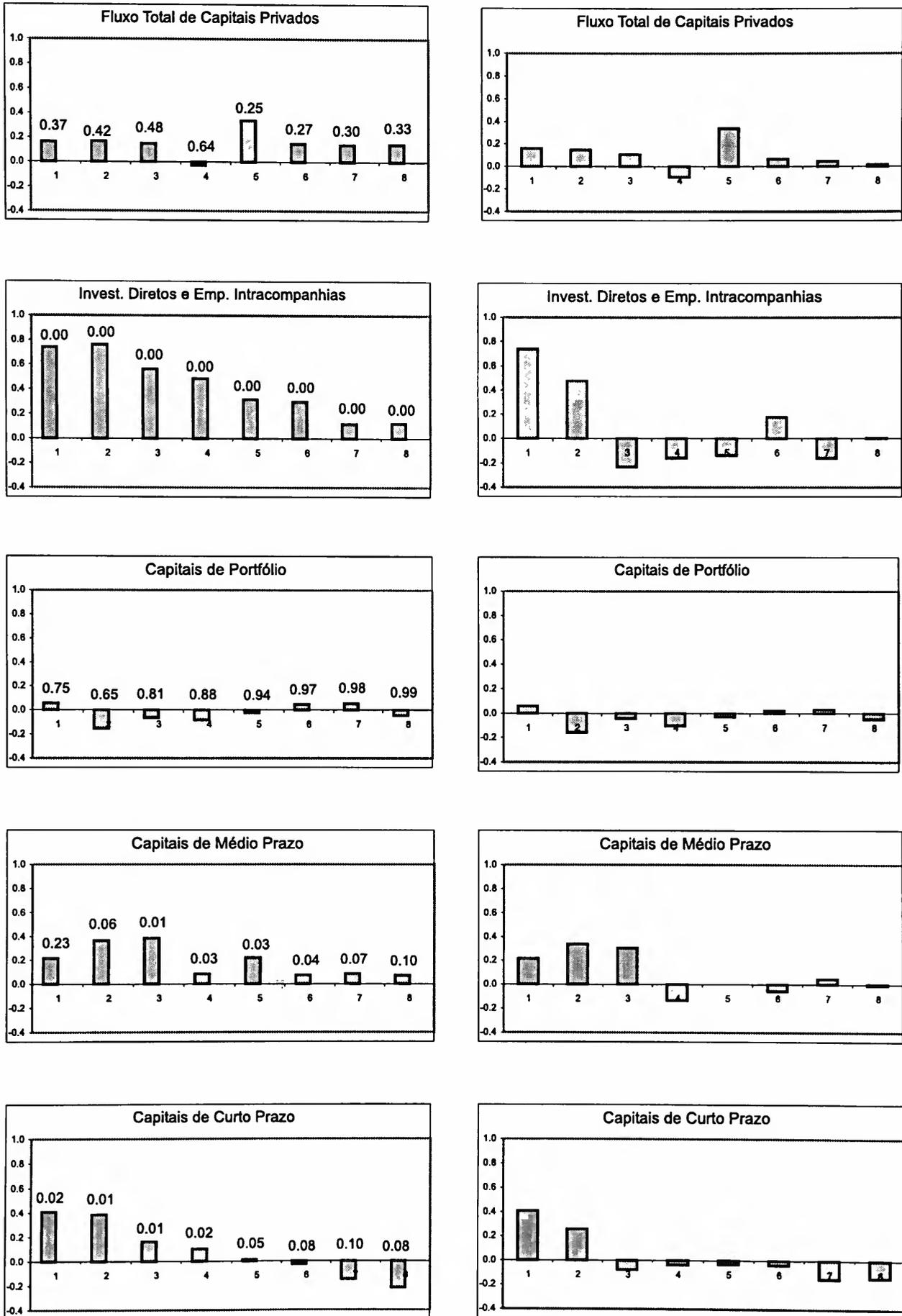
3 Estados Unidos, Inglaterra, Alemanha, Japão, França, Itália e Canadá. O trabalho é estendido para outro grupo de países (Grécia, Portugal, Indonésia, Coréia, Paquistão, Argentina, México e Brasil). Embora neste caso a análise se restrinja a investimentos diretos e capitais de curto prazo, as conclusões são pela não estacionariedade dos fluxos.

Figura 2

Persistência dos Fluxos Trimestrais - 1991:3 a 1998:2
 (o eixo das ordenadas mede a autocorrelação; os valores acima de cada torre indicam a significância da estatística de Ljung e Box)

Auto-Correlação

Auto-Correlação Parcial



2

Tabela 2
Movimento Líquido de Capitais
Teste de Raiz Unitária (ADF)

	Especificação da Regressão	Número de Defasagens*	Estatística ADF	Valor Crítico
Fluxos Privados	Sem Intercepto e Tendência	4	1,02	-1,95 (5%)
Totais				
Investimentos Diretos		1	2,89	-1,95 (5%)
Capitais de Portfólio		1	-1,90	-1,95(5%)
Capitais de Médio Prazo	Sem Intercepto e Tendência	2	3,42	-1,95 (5%)
Capitais de Curto Prazo		0	-2,51	-2,65(1%)

* De modo a obter resíduos tipo ruído branco nas regressões.

A análise univariada deixa a impressão de que o estudo isolado do comportamento de cada fluxo não permite o acolhimento definitivo, tampouco a rejeição da idéia de substitutibilidade. Prendendo-se aos extremos - investimentos diretos e capitais de curto prazo -, a volatilidade e a autocorrelação favorecem a visão tradicional de que fluxos com rótulos distintos comportar-se-iam diferentemente - os instrumentos financeiros subjacentes não seriam bons substitutos. Essa assertiva é, de certa forma, contraditada pela semelhança no quesito estacionariedade. Quanto aos capitais de portfólio e de médio prazo, a volatilidade e a estacionariedade indicam substitutibilidade, o que, todavia, não é ratificado pelo comportamento da autocorrelação.

4 Análise multivariada

Seria paradoxal desmerecer a análise univariada, de onde, como visto, pôde-se extrair interessante caracterização dos fluxos. Não há como desconhecer, porém, que duas séries de tempo podem deixar transparecer padrões similares de comportamento quando, na realidade, apresentam diferenças substantivas. O seguinte exemplo, extraído de Chuhan *et alii* (1996, p. 13), ilustra como isso poderia acontecer. Sejam

$$y_t = \beta_y y_{t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad \text{e} \quad x_t = \beta_x y_{t-1} + \varepsilon_{x,t}$$

As variáveis “x” e “y” têm propriedades similares em termos de persistência, embora o impacto de “y” sobre o futuro seja marcadamente maior do que o de “x”, fato provavelmente não detectado em uma análise univariada.

Uma das fragilidades intrínsecas à análise univariada reside, pois, na exclusão da possibilidade de interferência recíproca entre os fluxos. Claessens *et alii* (1995, p. 157) advertem que tal deficiência poderia levar a erros de interpretação. Argumentam que seria um equívoco rotular um fluxo como volátil ou estável com base em análises univariadas; se houver substitutibilidade ou complementaridade, outros fluxos poderiam potencializar ou compensar a volatilidade. A possibilidade de interações sistemáticas deveria então ser avaliada antes de serem feitas inferências sobre o todo com base no comportamento individual das partes.

A influência de um fluxo sobre a trajetória de outro pode ser avaliada pela especificação de uma função de transferência, que tem no teste de causalidade de Granger um caso particular. A Tabela 3 sintetiza os resultados desse teste, com a hipótese nula de não causalidade sendo rejeitada a níveis de significância iguais ou mais estritos do que 6%, nas seguintes situações: 1) investimentos diretos não causam (no sentido de Granger) os capitais de médio prazo; 2) capitais de médio prazo não causam os capitais de portfólio; 3) capitais de portfólio não causam os de curto prazo; e 4) investimentos diretos não causam os capitais de curto prazo.

Tabela 3
Movimentos Líquidos de Capitais
Testes de Causalidade*

Dupla de Variáveis	Causalidade de Granger (valor p)**		Leading Indicator	
	Ida	Volta	Ida	É ?
I. Diretos × C. de MP	0.00	0.46	0.52	Sim
I. Diretos × C. de Port.	0.44	0.27		
I. Diretos × C. de C.P	0.05	0.72	0.68	Sim
C. de MP × C. de Port.	0.06	0.17	0.05	Não
C. de MP × C. de CP	0.12	0.46		
C. de Port. × C. de CP	0.05	0.83	0.61	Sim

* Testes implementados com duas defasagens.

** (A × B) - Nula da ida: Variável “A” não causa Variável “B”; Nula da volta: Variável “B” não causa variável “A”.

Note-se que a causalidade ocorre, sempre, no sentido do fluxo menos volátil para o imediatamente mais volátil.⁴ Chuhan *et alii* (1996, p. 14) chegam a conclusões similares quanto à não causalidade dos demais fluxos sobre os investimentos diretos e à causalidade de investimentos diretos e capitais de portfólio sobre os capitais de curto prazo. A disposição das setas no diagrama abaixo confere suporte inicial ao pressuposto de que os fluxos de capitais não se movem independentemente, isto é, o movimento do fluxo localizado à esquerda de cada seta afetaria a trajetória temporal do fluxo localizado à direita:

I. Diretos → C. de M. Prazo → C. de Portfólio → C. de C. Prazo



Além disso, os investimentos diretos desempenhariam papel preponderante na determinação dos demais fluxos e, em contrapartida, os movimentos dos capitais de curto prazo não influenciariam significativamente a trajetória de qualquer dos seus congêneres.

O caso geral da função de transferência considera a possibilidade de, contemporaneamente, uma variável influenciar a outra, ponto não coberto pelo teste de causalidade de Granger. Somente quando essa hipótese é rejeitada, as observações da variável “independente” podem ser usadas para prever os valores futuros da variável “dependente”, ou seja, a primeira é um *leading indicator* da segunda. Dentre os quatro casos de aceitação da hipótese de causalidade na Tabela 3, a causalidade dos capitais de médio prazo sobre os capitais de portfólio é a única a não ter a propriedade de *leading indicator*, sinalizando que os capitais de médio prazo não são exógenos aos de portfólio.

A análise da função de transferência *a la* Granger representa um aprofundamento em relação à análise univariada, mas deixa a desejar ao não inquirir sobre dependência recíproca - efeito *feedback* ou causalidade reversa. Enders (1995, p. 294) argumenta que se não há segurança no que tange à ausência de causalidade reversa, a extensão natural da função de transferência é tratar cada uma das variáveis simetricamente. Posto isso, a interferência defasada de uma variável sobre outra poderia ser avaliada por meio dos modelos convencionais de auto-regressões vetoriais (ou VAR irrestrito, na terminologia anglo-saxônica), e para a interferência contemporânea, um recurso disponível seria os modelos

4 O nível de significância (12%) do teste de causalidade dos capitais de médio prazo sobre os capitais de curto seria o limite superior para rejeição da hipótese nula, por isso foi tratado como caso de aceitação da mesma. Ainda assim, pode-se antever uma influência indireta, via capitais de portfólio, dos capitais de médio prazo sobre os capitais de curto prazo.

estruturais de auto-regressões vetoriais (ou VAR estrutural). Nesses modelos, é sabido que a exigência de estacionariedade das variáveis é um ponto gerador de polêmicas. Alguns autores defendem não ser ela necessária, porque o objetivo da análise se prende à determinação das inter-relações entre as variáveis, e não à estimação de parâmetros. Por outro lado, esse posicionamento está em desvantagem na literatura, na qual a maioria defende que o VAR, principalmente se o objetivo for estimar um modelo estrutural, deve retratar o “processo gerador dos dados”

O procedimento padrão na análise de modelos univariados com variável integrada consiste em retirar a tendência estocástica, para então usar a técnica de Box e Jenkins (1976). A proposição não se aplica a um modelo multivariado, no qual é possível a existência de co-integração. No contexto do movimento de capitais autônomos, esse fenômeno ocorreria quando uma combinação linear dos fluxos anulasse as não-estacionariedades individuais, de modo que os fluxos mover-se-iam juntos no sentido de um equilíbrio (estacionário) de longo prazo.

A investigação da co-integração, como de hábito, foi feita às avessas. Primeiro, a hipótese de não co-integração foi rejeitada ao nível de significância de 1%, e a hipótese de existência de um vetor de co-integração não o foi, ao nível de 5%, em qualquer das cinco variantes do teste de Johansen (1988) tentadas, sempre com a inclusão de duas diferenças defasadas.⁵ Estabelecido o número de vetores de co-integração, identificou-se que variante do teste melhor descreveria os dados, já que a distribuição da estatística de teste depende da especificação ou não de tendência determinística para as séries, bem como de intercepto e de tendência para o vetor de co-integração.

Uma investigação preliminar da Figura 1 não sugere a existência de tendência temporal, tampouco a inexistência de intercepto no vetor de co-integração. De fato, pelos critérios de informação de Akaike e de Schwarz, a melhor especificação contempla a existência de intercepto, mas não de tendência determinística no vetor de co-integração. Destarte, o único vetor de co-integração seria $(1; -0.59; -0.23; 0.01)$, ao qual estaria associada a seguinte relação de equilíbrio de longo prazo (desvio padrão entre parênteses):

5 A escolha de duas diferenças defasadas se deve ao fato de que testes para seleção de *lag* segundo critérios de máxima verossimilhança, Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn e Erro de Predição apontaram esse número como a especificação mais adequada.

$$E [0.039 + ID - 0.59 MP - 0.23 PTF + 0.01 CP] = 0 \quad (1)$$

(0.10) (0.04) (0.06) (0.02)

ID = Investimentos Diretos; MP = Capitais de Médio Prazo;

PTF = Capitais de Portfólio; CP = Capitais de Curto Prazo.

Por outro lado, o critério de máxima verossimilhança aponta a especificação sem tendência e sem intercepto como a mais apropriada, sendo (1 ; -0.51 ; -0.09 ; 0.07) o vetor de co-integração que conduziria ao formato abaixo para a relação de equilíbrio de longo prazo:

$$E [ID - 0.51 MP - 0.09 PTF + 0.07 CP] = 0 \quad (2)$$

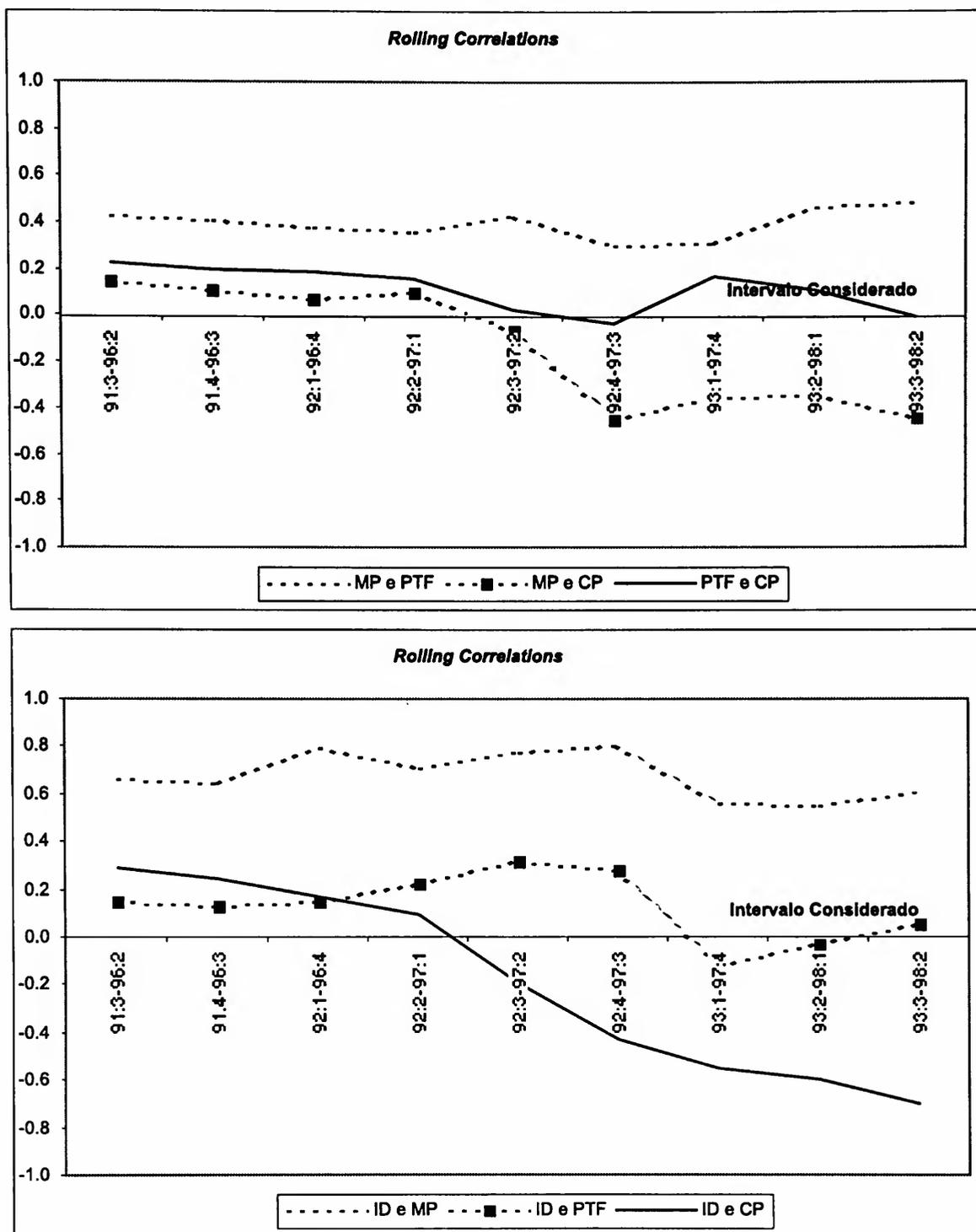
(0.05) (0.07) (0.03)

Entretanto, a equação (2) será desconsiderada, pois em dois dos três critérios de informação analisados é superada pela (1). Esta última, aparentemente, constitui um resultado novo, fornecido pelo caso brasileiro, na literatura sobre movimentos de capitais. Mesmo porque a hipótese de existência de raiz unitária nas séries dos diversos fluxos, ponto de partida para a investigação de co-integração, tem sido rejeitada para muitos outros países. (Chuhan *et alii*, 1996) A ocorrência de co-integração assegura a presença de um elo linear anulando as tendências estocásticas dos quatro fluxos, ou seja, eles se movem (estocasticamente) juntos na direção do equilíbrio de longo prazo. Intuitivamente, o “comportamento de manada” poderia ser entendido como a versão econômica desse movimento concertado.

Reconhecendo de antemão que, no contexto presente, não teria sentido avaliar a correlação entre duas variáveis, a Figura 3 serve apenas como instrumento auxiliar na avaliação acima.⁶ Nota-se a ausência de maiores vínculos entre os capitais de curto prazo e os demais fluxos. Na outra direção, é notório o vínculo entre investimentos diretos e capitais de médio prazo, e entre estes últimos e os capitais de portfólio. A correlação entre capitais de portfólio e investimentos diretos não se mostra muito forte. Ainda assim, a evolução das correlações favorece a hipótese de que, em horizontes de prazo mais elásticos, haveria uma movimentação conjunta dos fluxos de investimentos diretos, capitais de médio prazo e capitais de portfólio.

6 Para construir os gráficos da Figura 3 considerou-se uma janela de vinte observações. Partindo-se das vinte primeiras, na segunda mensuração inclui-se a vigésima primeira observação e se elimina a primeira; e assim sucessivamente. A título de informação adicional, na amostra integral [1991:3 a 1998:2] os valores dos coeficientes de correlação, para os três fluxos de interesse, são: $\rho_{ID, MP} = + 0.66$; $\rho_{ID, PTF} = + 0.20$; $\rho_{MP, PTF} = + 0.54$

Figura 3
Evolução da Correlação entre os Fluxos



A fim de que a equação (1) seja observada, em média o país importador (ou seus financiadores internacionais) deve distribuir os fluxos segundo as implicações dela decorrentes, inclusive e principalmente no quesito proporcionalidade entre os fluxos. Se há co-integração no longo prazo, as respostas dos fluxos a quaisquer choques são complementares. Para preservar o equilíbrio, um aumento (ou redução) em qualquer dos três fluxos provocaria movimentos idênticos nos outros dois. Intuitivamente, o país importador (ou o investidor internacional) não extrairia benefícios adicionais ao se distanciar do equilíbrio e optar por um dos três aludidos fluxos (ou de ativos subjacentes), em detrimento dos ou-

tros. Diante dessa nova realidade, entende-se que a noção de substitutibilidade adotada na introdução não se aplicaria ao horizonte de longo prazo. Por conseguinte, (1) implicaria complementaridade, no longo prazo, entre investimentos diretos e os capitais de portfólio e de médio prazo.

Por definição, o movimento conjunto dos fluxos de capitais é de natureza estocástica. Embora um não possa se afastar dos outros no longo prazo, desvios temporários são admissíveis. Com o intuito de extrair do próprio vetor de co-integração alguma informação sobre tais comportamentos desviantes, aplicou-se o Teorema da Função Implícita à equação (1). Desconsiderando o coeficiente do valor esperado dos capitais de curto prazo, por ser relativamente pequeno e estatisticamente nulo, e supondo que o terceiro fluxo - o que não aparece em cada derivada - é mantido constante, chega-se às relações abaixo:⁷

$$\partial ID/\partial MP > 0 \quad ; \quad \partial ID/\partial PTF > 0 \quad ; \quad \partial MP/\partial PTF < 0 \quad (3)$$

As derivadas acima permitem avaliar como varia “tendencialmente” a média de um fluxo, quando a média de um outro varia marginalmente, o terceiro mantendo-se constante. Em termos infinitesimais, sinalizam como se dão os eventuais pequenos desvios relativos para preservar a relação de longo prazo. É devido a isso que lhes damos uma interpretação de “curto prazo”, que não deve ser confundida com a de curto prazo nos modelos de correção de erro, que serão objeto da próxima seção, embora, como se verá, as conclusões respectivas devam guardar uma certa compatibilidade.

Com a ressalva anterior, pode-se concluir que em termos desses ajustes marginais:

- 1) os investimentos diretos e os capitais de médio prazo seriam complementares;
- 2) os investimentos diretos e os capitais de portfólio seriam complementares; e
- 3) os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo seriam substitutos.⁸

7 Não há nenhuma transgressão à boa técnica em desconsiderar os capitais de curto prazo. Como bem chama atenção Murray (1994, p. 37), um conjunto de séries, todas integradas de ordem “n”, é dito co-integrado se, e somente se, alguma combinação linear das séries com coeficientes não nulos - é integrada de ordem inferior a “n”

8 As três assertivas permaneceriam verdadeiras se a análise fosse conduzida com base na equação (2).

Dessa forma, os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo seriam substitutos no “curto prazo” e complementares no longo prazo. Capitais de portfólio e capitais de médio prazo seriam complementares aos investimentos diretos, no “curto” e no longo prazo. Além disso, segundo a equação (1), a complementaridade seria mais acentuada entre os investimentos diretos e os capitais de médio prazo do que entre investimentos diretos e capitais de portfólio.

Aceitando que, no período em análise, o estoque de investimentos estrangeiros na economia brasileira obedecesse à distribuição descrita na quinta coluna da Tabela 1, para que o ajuste de uma unidade [$1/31 = 3,23\%$] no estoque de investimentos diretos fosse compensado exclusivamente via capitais de portfólio, o estoque destes deveria variar em 4,34 unidades [$4,34/23 = 18,90\%$], e via capitais de médio prazo, o estoque destes deveria variar apenas 1,69 unidades [$1,69/45 = 3,76\%$]. Infere-se então que na eventualidade de um choque favorável à entrada (saída) de investimentos diretos os preços dos ativos adquiridos em razão do ingresso de capitais de portfólio subiriam (cairiam) mais do que os dos ativos adquiridos em virtude do ingresso de capitais de médio prazo.

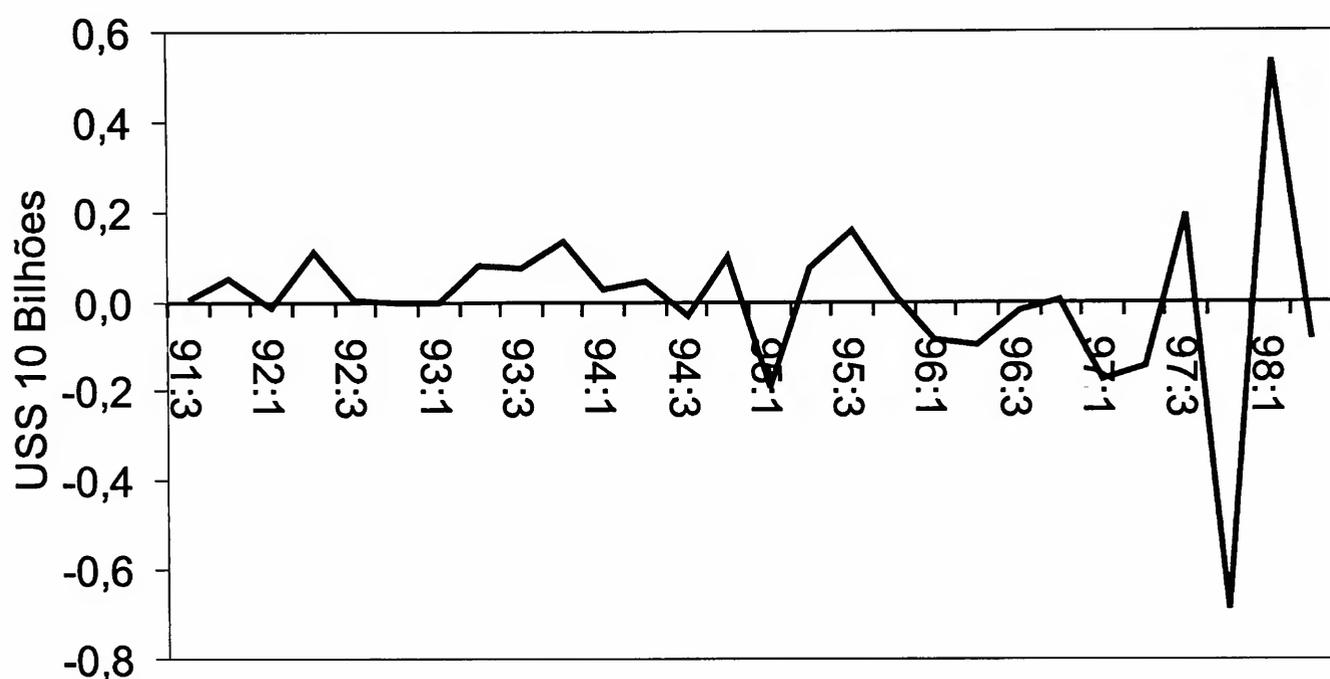
Substituindo-se em (1) $E[MP]$ e $E[PTF]$ pelas médias constantes da Tabela 1, chega-se ao valor de 0,32 para os investimentos diretos, bem próximo da média trimestral efetiva (0,31). Isso pode ser indicativo de que a composição do financiamento recebido pela economia brasileira entre julho de 1991 e junho de 1998 não estava muito distante do equilíbrio de longo prazo e, adicionalmente, reforça a existência de co-integração. A propósito, a Figura 4 sugere que o desvio entre os valores efetivos dos investimentos diretos e os calculados com base na equação (1) não se distanciam muito, exceto nos períodos próximos à crise asiática: para o conjunto de 28 observações, o desvio médio foi de 0,0028 (US\$ 0,028 bilhão por trimestre, aproximadamente US\$ 9,0 milhões por mês).

Seria imprudência, então, atribuir ao perfil do financiamento externo a responsabilidade pela crise que se abateu sobre a economia brasileira recentemente, cuja face mais traumática foi a mudança de regime cambial em janeiro de 1999.⁹ Abstraindo os efeitos do estoque de capitais de curto prazo, ainda que a composição do financiamento se encontrasse fora do equilíbrio de longo prazo, por algum tempo esse perfil seria, além de admissível, sustentável. Admissível porque a própria definição de equilíbrio de longo prazo contem-

9 Cabe destacar que essa avaliação desconsidera o nível em que se encontrava o endividamento, o qual, se levado em conta, fortalece (quando baixo) ou compromete (quando alto) a validade do raciocínio.

pla a possibilidade de desvios. Sustentável porque, seguindo Chen e Khan (1997), para a substituição parcial dos investimentos diretos por empréstimos bancários ou capitais de portfólio basta a coexistência de um baixo potencial de crescimento econômico e de um alto grau de desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, condições de certa forma atendidas pela economia brasileira no período em análise.

Figura 4
Desvio entre Investimentos Diretos Realizados e Medidos pela Equação (1)



Para concluir esta seção, note-se que a análise univariada não permitiu detectar com segurança sinais de substitutibilidade ou de complementaridade entre investimentos diretos e capitais de médio prazo ou capitais de portfólio. Aliando, entretanto, os resultados então apresentados com os obtidos com a análise multivariada infere-se que:

- i) no longo prazo, há complementaridade simultânea entre esses três fluxos;
- ii) no “curto prazo”, os capitais de médio prazo e os de portfólio são, isoladamente, complementares aos investimentos diretos;
- iii) no “curto prazo”, os capitais de médio prazo e os de portfólio são substitutos entre si.

5 O modelo de correção de erro

Nas análises univariadas com presença de tendência estocástica (raiz unitária), o tratamento econométrico padrão consiste em trabalhar com a primeira diferença da variável integrada. A extensão do procedimento aos modelos multivariados é válida desde que não exista relação de co-integração. Em tal caso, o Teorema da Representação de Granger estabelece a equivalência entre co-integração e o Modelo de Correção de Erro (MCE) correspondente. Assim, o recurso ao modelo VAR em primeiras diferenças, para o estudo conjunto dos quatro fluxos de capitais, constituir-se-ia em erro de especificação, sendo o MCE a metodologia adequada.

A Tabela 4 contém a súmula da estimação do MCE, com o vetor de co-integração sendo dado por (1). Para alcançar o resultado, partiu-se do sistema de equações completo e excluíram-se as variáveis cujos coeficientes mostravam-se estatisticamente nulos. Cabe destacar a exogeneidade dos investimentos diretos, que, inclusive, não dependem do mecanismo de correção de erro. A especificação AR(2) para essa variável em nível mostra que, em princípio, decisões de investimento atuais dependem somente de decisões do mesmo gênero ocorridas no passado recente, sendo ignorado o comportamento dos demais fluxos. Em contrapartida, tendo em vista o poder explicativo não muito alto da equação AR(2) - valor R^2 ajustado de 0,58 -, infere-se que outras variáveis não contempladas no MCE, talvez pertencentes ao setor real da economia, sejam relevantes para decisões quanto a investimentos diretos.

A exogeneidade dos investimentos diretos reforça a conjectura de que os fluxos atuais desta categoria desempenhariam papel preponderante na determinação de fluxos contemporâneos¹⁰ e subseqüentes de todas as categorias. Essa importância dos investimentos diretos foi antecipada pelos testes de causalidade de Granger. A exogeneidade desse fluxo permite a inferência sobre mudanças futuras nos demais e, a depender dos objetivos da política macroeconômica, o seu formulador poderia antecipar as medidas julgadas necessárias, medidas que, a propósito, têm sido motivo de debate (vide, entre outros, Fernandez-Arias e Montiel (1995) e Schadler *et alii* (1993)). Para o resultado líquido da conta de capitais autônomos, argumenta-se, em linhas gerais, que as respostas adequadas dependem do tipo de choque. Se o choque for externo à economia importadora, devem

10 Esses, para os capitais de médio e curto prazo, conforme os resultados da Tabela 3.

ser adotadas políticas compensatórias (impostos, controles regulatórios, liberalização comercial, flexibilização cambial etc.); se interno - plano de estabilização ou abertura econômica -, a política deve buscar o fortalecimento da credibilidade do choque e, portanto, corrigir eventuais desajustes nos fundamentos. Se isso for feito e permanecer a falta de credibilidade, a intervenção - controles regulatórios - é o caminho a seguir.

De todas as maneiras, a prevalência dos investimentos diretos poderia ser explicada por uma distorção comum nos sistemas econômicos: a assimetria de informação. Admitindo que os capitalistas que fazem investimento direto são percebidos como bem informados, os demais investidores passariam a olhar os fluxos de investimentos diretos como um sinal, por exemplo, da credibilidade ou da capacidade de pagamento do país receptor.

Uma segunda imperfeição de mercado, não menos importante que a assimetria de informação, poderia estar na reduzida credibilidade dos agentes domésticos (devedores), quanto ao compromisso de honrar as obrigações assumidas com credores externos. Pelo seu caráter de permanência, os fluxos de investimentos diretos estão relativamente mais expostos ao risco de expropriação (risco soberano). Dessa forma, quaisquer outros investidores internacionais poderiam se basear no comportamento dos investidores de capital de risco para avaliar o risco soberano a que eventualmente estariam se expondo.

As dinâmicas de curto prazo dos capitais de portfólio e dos capitais de médio prazo, por sua vez, são significativamente explicadas pelo vetor de co-integração. Em ambos os casos, o sinal positivo da velocidade de ajustamento implica que, caso o desequilíbrio tenha origem em um excesso (escassez) de investimentos diretos, o ajuste se dá via crescimento (diminuição) daqueles dois fluxos. Por outro lado, caso o desequilíbrio decorra de um excesso (escassez) de capitais de médio prazo ou de capitais de portfólio, estes próprios diminuem (aumentam).

A velocidade de ajustamento dos capitais de médio prazo é 70% maior do que a velocidade de ajustamento dos capitais de portfólio (3,28/1,90). A diferença encontra sustentação em Williamson (1993), para quem as participações minoritárias (um componente dos capitais de portfólio) apresentariam baixa probabilidade de fuga em massa e uma acomodação eficiente aos ciclos econômicos. Na direção contrária, segundo ele, alguns capitais de médio prazo - empréstimos bancários, emissões de bônus, de certificados de depósitos ou de *commercial papers* - seriam insensíveis à capacidade de pagamento da economia importadora e apresentariam alta probabilidade de fuga em bloco.

Com base nas desigualdades em (3), sugeriu-se que, no “curto prazo”, definido como ajustes marginais relativos para preservar a tendência de longo prazo, haveria complementaridade entre investimentos diretos e capitais de portfólio e entre investimentos diretos e capitais de médio prazo. Por sua vez, o MCE sugere significativa influência positiva da primeira e da segunda defasagem dos investimentos diretos sobre as primeiras diferenças dos capitais de médio prazo e de portfólio. Portanto, o MCE ratifica as proposições de complementaridade no “curto prazo”, feitas ao se diferenciar implicitamente o vetor de co-integração. Contudo, aumentos na taxa de crescimento dos investimentos diretos reduziriam a taxa de crescimento dos capitais de médio prazo e dos capitais de portfólio. Configura-se assim, no curto prazo do MCE, um caráter decrescente na complementaridade entre os investimentos diretos e os outros dois fluxos.

As relações decorrentes do MCE indicam que variações de curto prazo dos capitais de portfólio e de médio prazo influenciam-se mutuamente. Essa causalidade reversa havia preliminarmente sido notada na análise univariada e sinaliza que os investidores internacionais consideram, em suas decisões de curto prazo, tanto desequilíbrios nos fundamentos (refletidos na relação de longo prazo) quanto desajustes conjunturais (refletidos nas relações de curto prazo). Além disso, o coeficiente negativo para $PTF(-2)$ e $PTF(-3)$ na lei de movimento dos capitais de médio prazo, bem como o coeficiente negativo de $MP(-1)$ e $MP(-2)$ na dos capitais de portfólio, suportam a conjectura de substitutibilidade no “curto prazo” feita com base em (3).

Os capitais de curto prazo revelam insensibilidade aos desequilíbrios de longo prazo e, paralelamente, sensibilidade às segundas diferenças dos capitais de portfólio e dos capitais de médio prazo. Ao contrário destes, contudo, os capitais de curto prazo não são significativamente influenciados pelas diferenças dos investimentos diretos. De certa forma, esses resultados ratificam a percepção convencional de que os capitais de curto prazo seriam altamente especulativos, vinculados exclusivamente a fatores conjunturais.

Tabela 4
Movimentos Líquidos de Capitais
Modelo de Correção de Erro

Depen- dentes*	Explicativas (desvios entre parêntesis)									
	Eq. (1)	Const.	D[ID(-1)]	D[ID(-2)]	D[MP(-1)]	D[MP(-2)]	D[PTF(-1)]	D[PTF(-2)]	D[CP(-1)]	D[CP(-2)]
D(ID)		0.39 (0.14)	-0.85 (0.14)							
D(MP)	3.28 (0.25)		-3.11 (0.49)	-1.95 (0.45)			0.95 (0.19)	0.34 (0.17)		
D(PTF)	1.90 (0.33)		-1.85 (0.51)	-1.16 (0.42)	0.28 (0.13)				0.27 (0.08)	0.44 (0.08)
D(CP)						0.47 (0.22)		-0.68 (0.34)	-0.49 (0.18)	

Relações entre ID, MP e PTF decorrentes do Modelo de Correção de Erro.

$$ID = 0.15 ID(-1) + 0.85 ID(-2).$$

$$MP = 0.17 ID(-1) + 1.16 ID(-2) + 1.95 ID(-3) - 0.94 MP(-1) + 0.20 PTF(-1) - 0.61 PTF(-2) - 0.34 PTF(-3).$$

$$PTF = 0.05 ID(-1) + 0.69 ID(-2) + 1.16 ID(-3) - 0.84 MP(-1) - 0.28 MP(-2) + 0.46 PTF(-1).$$

* D(X) – Defasagem da Variável “X”.

ID – Investimentos Diretos; PTF – Capitais de Portfólio; MP – Capitais de Médio Prazo.

CP – Capitais de Curto Prazo; Eq. (1) – Vetor de Co-integração.

Em um MCE, a rejeição à causalidade no sentido de Granger requer a nulidade da velocidade de ajustamento, além da condição original de que sejam nulos os coeficientes das defasagens de um fluxo incluídas na equação de outro. O diagrama abaixo ilustra a nova estrutura:

I. Diretos → C. de M. Prazo ↔ C. de Portfólio ↔ C. de C. Prazo



As inferências proporcionadas pelo MCE ratificam, em grande parte, as alcançadas anteriormente, a saber: 1) uma superioridade “informacional” dos investimentos diretos; 2) o distanciamento dos capitais de curto prazo das três outras categorias; 3) a proximidade entre as variáveis que formam as equações explicativas dos capitais de portfólio e dos

capitais de médio prazo; e 4) a presença de determinantes comuns aos fluxos de investimentos diretos, capitais de portfólio e de médio prazo.

No âmbito da fungibilidade, as observações oriundas do MCE avalizam a percepção de complementaridade no longo prazo, já indicada pelo vetor de co-integração, entre os capitais de portfólio e os investimentos diretos, bem como entre estes últimos e os capitais de médio prazo. Identicamente, reforçam a idéia de que os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo são substitutos no curto prazo. Por fim, fica uma vez mais evidenciado que os capitais de curto prazo não mantêm relações consistentes com os demais fluxos, seja de complementaridade ou de substitutibilidade, no longo ou no curto prazo.

6 Considerações finais

Este artigo aprofundou o debate sobre a substitutibilidade entre os componentes da conta de capitais, isto é, sobre a independência da conta de capital em relação à respectiva composição. Para tanto, efetuou-se uma análise do comportamento dos quatro principais fluxos - investimentos diretos, capitais de portfólio, capitais de médio prazo e capitais de curto prazo - direcionados à economia brasileira no período de julho de 1991 a junho de 1998.

A análise univariada indicou acentuadas similaridades entre capitais de portfólio e capitais de médio prazo e, por conseguinte, que estes fluxos seriam bons substitutos. Aparentou, porém, diferenças marcantes entre investimentos diretos e capitais de curto prazo e, portanto, que estes fluxos não seriam bons substitutos.

O aprofundamento da investigação mediante a análise multivariada mostrou que as relações entre os fluxos podem mudar, se consideradas no curto ou no longo prazo. Nesse contexto, foram obtidas as seguintes conclusões:

- i) complementaridade simultânea, no longo prazo, entre investimentos diretos, capitais de portfólio e capitais de médio prazo;
- ii) substitutibilidade, no curto prazo, entre capitais de portfólio e capitais de médio prazo; e
- iii) complementaridade, no curto prazo, entre capitais de portfólio e investimentos diretos, bem como entre estes últimos e capitais de médio prazo.

A atitude investigativa adotada conduziu ainda ao entendimento de que a associação entre substitutibilidade e semelhança de comportamento não se sustenta no contexto de equilíbrio de longo prazo. Além disso, determinou-se uma estrutura para o equilíbrio de longo prazo, que envolveria um fluxo de investimentos diretos igual à soma de 0,59 vezes o fluxo de capitais de médio prazo e de 0,23 vezes o fluxo de capitais de portfólio. São frágeis os indícios de vínculos, no horizonte de longo ou curto prazo, entre os capitais de curto prazo e os demais fluxos, donde sai fortalecida a visão convencional que os trata como recursos eminentemente especulativos.

Referências

- Aliber, R. Z. The interest parity theorem: a reinterpretation. *Journal of Political Economy*, 81, p. 1451-9, 1973.
- Araújo, C. H. V. *Movimentos de capitais: o financiamento externo à economia brasileira 1991-1998*. 2000. Tese (Doutoramento), Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- Banco Central do Brasil. *Boletim Estatístico*. Diversos números. Brasília – DF, 1999.
- Buckley, P. J. *International investment*. Elgar Reference Collection, Edward Elgar Publishing Limited, 1990.
- Chen, Z.; Khan, M. S. Patterns of capital flows to emerging markets: a theoretical perspective. *Working Paper* n. 13, International Monetary Fund, 1997.
- Chuhan, P.; Perez-Quiros, G.; Popper, H. International capital flows, do short-term investment and direct investment differ? *Working Paper* n. 1669, World Bank Policy Research, 1996.
- Claessens, S.; Diwan, I. Investment incentives: new money, debt relief, and a critical role of conditionality on the debt crisis. *World Bank Economic Review*, v. 4, n. 1, p. 21-41, 1990.
- Claessens, S.; Dooley, M. P.; Warner, A. Portfolio capital flows: hot or cold? *The World Bank Economic Review*, v. 9, n. 1, p. 153-174, 1995.
- Davidson, R.; MacKinnon, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press, 1993.
- Enders, W. *Applied econometric time series*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, John Wiley & Sons, Inc., 1995.

- Fernandez-Arias, E.; Montiel, P. J. The surge in capital inflows to developing countries: prospects and policy responses. *Working Paper* n. 1473, World Bank, 1995.
- Fundo Monetário Internacional - FMI. *Balance of Payments Manual*. 1993.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- Meade, J. E. *The theory of international economic policy*. Vol. 1: the balance of payments. Oxford University Press, 1951.
- Murray, M. P. A drunk and her dog: an illustration of cointegration and error correction. *The American Statistician*, v. 48, n. 1, p. 37-39, 1994.
- Obstfeld, M. International capital mobility in the 1990s. In: Kenen, Peter (ed.), *Understanding interdependence*. Princeton University Press, 1995.
- Razin, A.; Sadka, E.; Yuen, C. W. A pecking order theory of capital inflows and international tax principles. *Working Paper* n. 26, International Monetary Fund, 1996.
- Schadler, S.; Carkovic, M.; Bennett, A.; Kahn, R. Recent experiences with surges in capital inflows. *Occasional Paper* n. 108, International Monetary Fund, 1993.
- Sims, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.
- Turner, P. Capital flows in the 1980s: a survey of major trends. *Bank for International Settlements Economic Paper* n. 30, 1991.
- Williamson, J. Issues posed by portfolio investment in developing countries. In: Claessens, S.; Gooptu, S. (eds.), *Portfólio investment in developing countries*. World Bank Discussion Paper n. 228, 1993.

Credibilidade das metas de inflação: uma análise aplicada ao caso brasileiro*

Helder Ferreira de Mendonça[§]

RESUMO

O regime de metas de inflação introduzido no Brasil em junho de 1999 tem como principal característica o anúncio oficial dos limites de flutuação da taxa de inflação anual. Este artigo apresenta um índice de credibilidade para as metas inflacionárias e verifica em que medida a meta de inflação anunciada e a expectativa do mercado para a inflação determinam o nível de credibilidade.

Palavras-chave: metas inflacionárias, credibilidade, expectativas sobre inflação, economia brasileira.

ABSTRACT

The main characteristic of the inflation targeting regime introduced in Brazil in June of 1999 is the announcement of official target ranges for the annual inflation rate. This paper offers a credibility index for inflation targets and verifies how the announced inflation target and the market's expectation for inflation explain the level of credibility.

Key words: inflation targets, credibility, inflation expectation, Brazilian economy.

JEL classification: E31, E52.

* Agradeço aos profícuos comentários realizados por um parecerista anônimo desta Revista. Possíveis erros e omissões são de exclusiva responsabilidade do autor.

§ Professor do Departamento de Economia da UFF e Pesquisador do CNPq.

Recebido em novembro de 2002. Aceito em agosto de 2003.

1 Introdução

O estudo sobre a credibilidade da condução da política monetária tem recebido grande atenção dos economistas desde a contribuição de Kydland e Prescott (1977) para a literatura econômica. Na perspectiva destes autores, a utilização de regras para a condução da política monetária representa a melhor solução para que a política atual seja consistente com a política de equilíbrio futura. Em outras palavras, o uso de regras representa o melhor mecanismo para atenuar os problemas advindos de inconsistência temporal. Barro e Gordon (1983) deram continuidade à análise efetuada pelos autores supracitados salientando a importância da reputação como forma de disciplinar a condução da política monetária. Sob esta interpretação, a persistência da inflação é atribuída à perda de reputação do governo devido ao não cumprimento dos acordos previamente firmados com a sociedade.

O conceito **credibilidade** pode ser entendido como o nível de confiança que os agentes econômicos depositam na exequibilidade de uma política anunciada ser implementada e ser cumprida até o fim. Ou seja, uma política inspirará maior credibilidade se ela sinalizar aos agentes uma chance reduzida da ocorrência de inconsistência temporal. Assim se, por exemplo, o banco central ao longo de sua história obteve êxito no combate à inflação (o que implica conquista de reputação), os agentes acreditam que o banco central terá sucesso no controle da inflação futura, o que, por sua vez, denota alto grau de credibilidade.

De forma diferente de simples regras políticas, as metas para a inflação permitem flexibilidade suficiente ao banco central para tomar a decisão política mais adequada para o alcance da meta anunciada. Na prática, a regra política antiinflacionária mais utilizada tem sido o anúncio de bandas para a inflação. Uma banda mais larga implica maior flexibilidade e maior probabilidade da meta ser alcançada. Não obstante, há um enfraquecimento para a formação de expectativas. Se houver falta de credibilidade, o público incorpora às expectativas o limite superior da banda, o que implica mais tempo para o alcance da busca da estabilidade de preços. (Brunilla e Lahdenperä, 1995)

Na análise sobre metas inflacionárias uma alta credibilidade operacional do regime é conseqüência da demonstração de competência do banco central na condução da política monetária em busca da meta anunciada.¹ Recentemente, neste periódico, Sicsú (2002) desenvolveu um índice de credibilidade para o regime de metas de inflação introduzido

1 Para uma leitura sobre a “credibilidade operacional” e “credibilidade política” do regime de metas de inflação, ver Andersson e Berg (1995).

no Brasil. Nesse sentido, o objetivo deste artigo é apresentar uma versão revisada desse índice de credibilidade, e verificar em que medida a meta de inflação anunciada e as expectativas da inflação interferem na obtenção do índice. Além desta introdução, o artigo é constituído de mais três seções: na segunda seção é apresentada a metodologia utilizada na elaboração do índice de credibilidade para as metas de inflação no Brasil; na terceira seção são identificadas regularidades empíricas da relação índice de credibilidade X meta de inflação X inflação esperada; por último, são apresentadas as conclusões do artigo.

2 Um índice de credibilidade

Conforme apontado por Sicsú (2002, p. 3),

“Se um objetivo de política econômica é crível, isto significa que o mercado acredita que pode ser alcançado. Então, uma meta de inflação para um determinado período é plenamente crível se é igual à expectativa de inflação do mercado para o mesmo período, sendo o contrário verdadeiro: se a expectativa de inflação do mercado está bastante distante da meta de inflação do banco central, isto significa que tal objetivo de política econômica carece de credibilidade.”

O índice desenvolvido pelo autor sobredito apresenta variação entre $]-\infty, 100]$. Quando o índice tende a 100, isto significa que há total expectativa do mercado no alcance da meta central. Por outro lado, quando o índice torna-se negativo, o mercado espera que os limites para a flutuação da inflação não serão respeitados e, por conseguinte, o mercado está convencido de que a meta não será obtida.

Ainda que a idéia supradita esteja correta, o limite inferior para o índice mostra-se inadequado para sua aplicabilidade em análises futuras envolvendo variáveis macroeconômicas. Com o objetivo de eliminar a imprecisão mencionada e atender à definição de credibilidade da política monetária feita por Cukierman e Meltzer (1986, p. 1108) - *“the absolute value of the difference between the policymaker’s plans and the public’s beliefs about those plans”* - foi elaborado um índice de credibilidade (IC) da política monetária que leva em conta os desvios da inflação esperada em relação à meta central de inflação (π_t), mas que se encontra normalizado entre 0 e 1. Destarte,

$$IC = \left. \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_{tMIN}^* < E(\pi) < \pi_{tMAX}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{tMAX}^* \quad \text{ou} \quad E(\pi) \leq \pi_{tMIN}^* \end{array} \right\}$$

O Brasil adotou o regime de metas de inflação em junho de 1999 tendo como principal característica a adoção de uma meta central para inflação (variação do IPCA) admitindo-se desvios de dois pontos percentuais para cima ou para baixo.² Com o objetivo de captar a essência da estratégia implementada, o índice de credibilidade possui valor igual a 1 quando a inflação anual esperada ($E(\pi)$) é igual à meta central e decresce de forma linear à medida que a expectativa inflacionária se desvia da meta anunciada. Assim, o índice de credibilidade apresenta valor entre 0 e 1 estritamente se a inflação esperada encontra-se dentro dos limites máximo e mínimo (π_t^*) estabelecidos para cada ano e assume valor zero quando a inflação esperada ultrapassa um desses limites.

Com base na metodologia acima foi mensurada a credibilidade para as metas inflacionárias levando em conta as informações disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil sobre as expectativas do mercado para a inflação (com início em janeiro de 2000) e as respectivas metas anuais.³ Essas informações têm frequência diária (semana de 5 dias) totalizando 740 observações até 1 de novembro de 2002. A evolução do índice pode ser visualizada por meio da Figura 1.

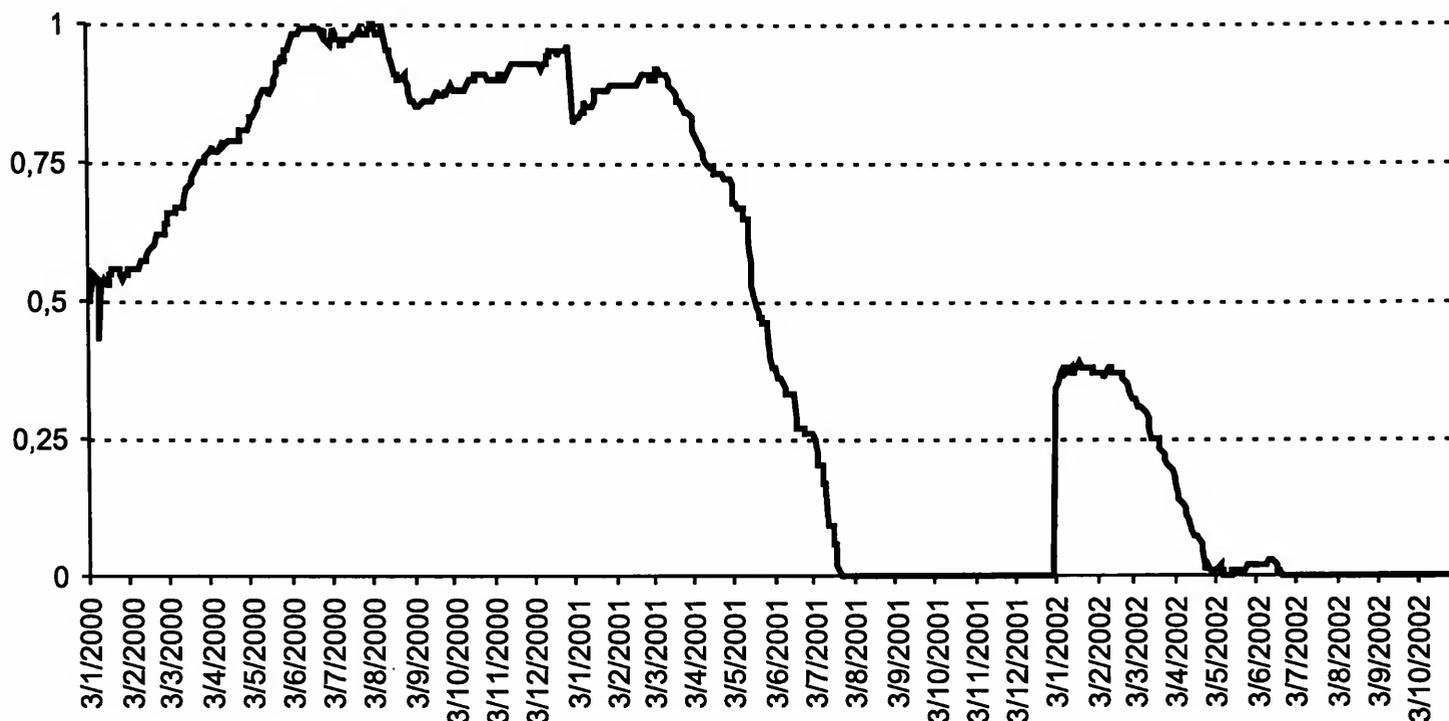
Em geral, observa-se que o índice de credibilidade apresentou um bom comportamento para o ano 2000. Ainda no mês de março o índice ultrapassou o nível de 0,75 e continuou se elevando até que a partir do início do mês de maio mostrou-se estável, variando entre 0,85 e 1. A mesma performance não é observada para os anos subsequentes. O sucesso alcançado no ano 2000 fez com que o início do ano 2001 fosse caracterizado por um alto nível de confiança do mercado na consecução da meta anunciada. Não obstante, o alto índice obtido dissipou-se rapidamente. A combinação de três elementos básicos - o anúncio do racionamento de energia elétrica, a crise que se anunciava na Argentina, e a queda na

2 Para uma análise sobre o regime de metas de inflação adotado no Brasil, ver de Mendonça (2001).

3 Para o ano 2000, a meta foi fixada em 6%, com intervalo de tolerância de $\pm 2\%$; para o ano 2001, a meta foi fixada em 4%, com intervalo de $\pm 2\%$; e em 2002, a meta corresponde a 3,5%, com intervalo de $\pm 2\%$.

atividade econômica mundial - fez com que o índice de credibilidade fosse nulo a partir de 23 de julho.

Figura 1
Evolução da Credibilidade



Conforme pode ser observado na Figura 1, o índice de credibilidade no ano 2002 em nenhum momento apresentou um nível satisfatório. Apesar do início de cada ano representar uma nova oportunidade para o alcance da meta anunciada, o insucesso observado no ano de 2001 fez com que o mercado trabalhasse com uma expectativa inferior a 39% das chances do Banco Central do Brasil auferir a meta de 3,5%. No meado de abril a credibilidade encontrava-se muito próxima de zero e tornou-se nula a partir de junho. A instabilidade na bolsa americana, os prejuízos em bônus corporativos de empresas dos EUA e o histórico recente da crise Argentina afugentaram os investidores dos títulos dos países emergentes, fazendo com que o risco do País aumentasse de forma significativa. Como consequência, houve uma grande demanda dos investidores por dólares para enviar recursos para fora do País. Um outro elemento não desprezível refere-se ao caráter especulativo que se manifestou durante o período das eleições presidenciais. O resultado da combinação desses efeitos adversos foi uma acentuada desvalorização cambial, que culminou com o niilismo do mercado para o cumprimento da meta de inflação.

3 Resultados empíricos

A análise efetuada na seção anterior mostra o comportamento do índice de credibilidade para as metas de inflação ao longo do tempo. Uma questão fundamental a ser analisada é qual a importância relativa dos dois principais componentes (expectativa da inflação e meta de inflação) para o índice de credibilidade. Em outras palavras, depois de transcorrido o período que o Banco Central do Brasil possui para o alcance da meta anunciada (um ano) é importante avaliar se sua variação é explicada, em grande medida, pela meta anunciada (o que revela alta credibilidade) ou se a expectativa da inflação é crucial na determinação do índice (situação de baixa credibilidade). Com esse objetivo é feito uma análise com base em um modelo de vetor auto-regressivo (VAR) a partir dos dados utilizados na elaboração do índice apresentado.

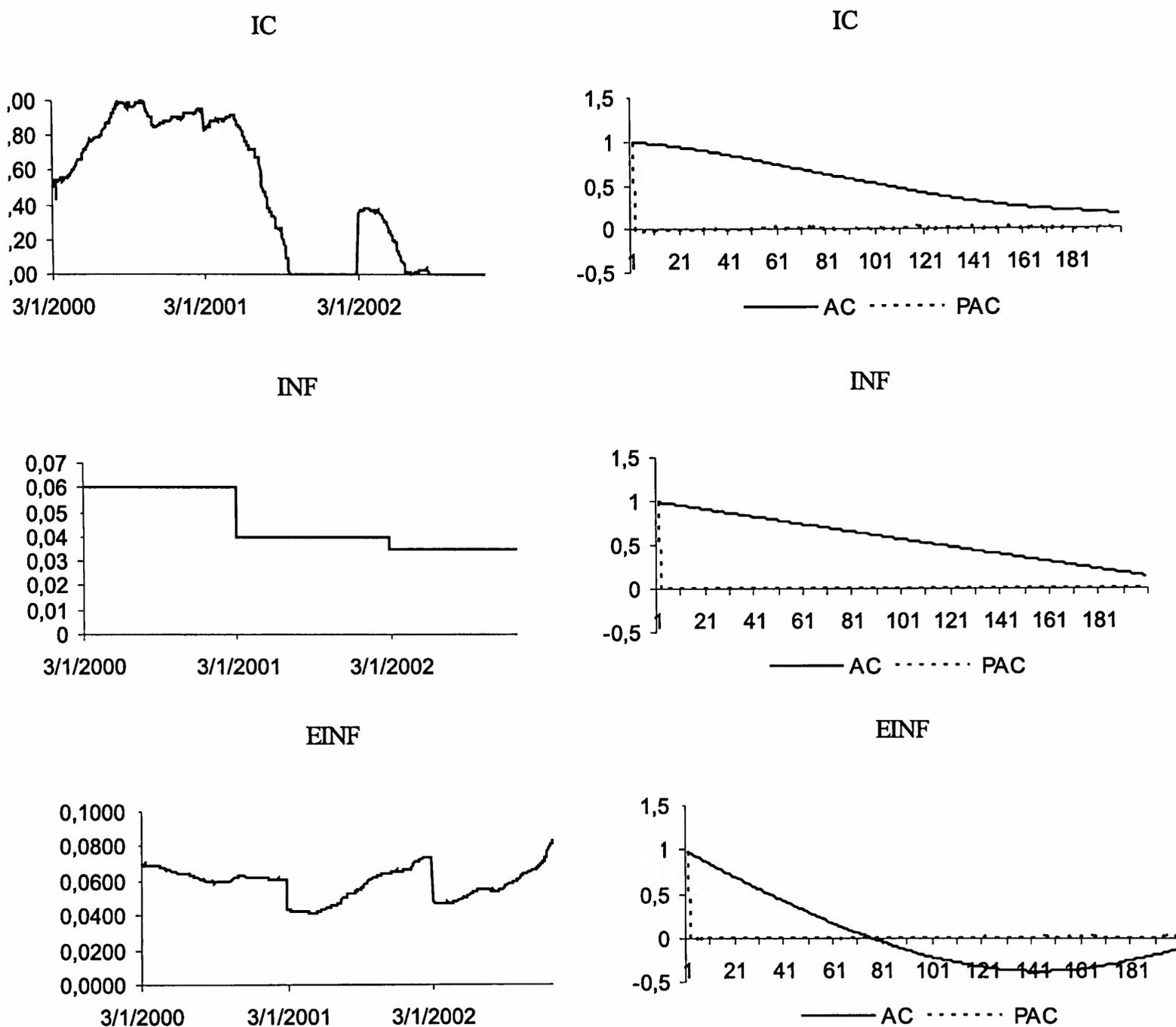
Para que se possa fazer uso de um VAR é necessário que as séries utilizadas sejam fracamente estacionárias.⁴ Assim, uma primeira condição a ser avaliada consiste em verificar se as séries índice de credibilidade (IC), meta de inflação (INF), e expectativa de inflação (EINF) possuem raiz unitária. Por meio de inspeção gráfica dos correlogramas dos valores originais das séries supracitadas (vide Figura 1) verifica-se que na maioria das séries os coeficientes de autocorrelação simples declinam de forma lenta e gradual à medida que o número de defasagens aumenta.⁵ Logo, observa-se que os valores atuais dependem fortemente dos valores passados, o que sugere a existência de raiz unitária.

Com o objetivo de testar a existência ou não de raiz unitária das séries supracitadas foi realizado o teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) e o teste Phillip-Perron (PP). O procedimento básico para a realização dos testes desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979, 1981) consiste em regredir uma série (H_t) contra seus valores defasados de um período (H_{t-1}). Em seguida, é testada a significância estatística do parâmetro associado a H_{t-1} . Dado que na maioria das vezes os resíduos são autocorrelacionados, o teste ampliado de Dickey-Fuller incorpora à equação especificada as primeiras diferenças (p) de ΔH_t de forma que os resíduos tornem-se um ruído branco (média zero, variância constante, e ausência de autocorrelação serial). Logo, a equação que possui constante e tendência tem a seguinte especificação: $\Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + \eta_1 \Delta H_{t-1} + \eta_2 \Delta H_{t-2} + \dots + \eta_{p-1} \Delta H_{t-p+1} + s_t$.

4 Em um modelo VAR o valor corrente de uma variável y_t é explicado por seus próprios valores defasados e por valores defasados da variável x , adicionados a um termo estocástico ϵ_t . De forma análoga, o valor de x_t é explicado por seus valores defasados, pelos valores defasados de y_t e por um termo μ_t . É admitido que o termo estocástico tem média zero, variância constante σ_μ^2 e que não apresenta correlação serial. Portanto, será considerado na análise apenas regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão.

5 Os coeficientes de autocorrelação simples seguem aproximadamente uma distribuição normal com média zero e variância $1/n$ e erro padrão $1/n^{1/2}$, onde n é o número de observações.

Figura 1
Evolução e Correlograma das Séries



Uma aplicação satisfatória do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller implica a necessidade de que a série testada não possua problema de autocorrelação serial, heteroscedasticidade, mudança estrutural ou sazonalidade. Com o objetivo de considerar os problemas de heteroscedasticidade e dependência serial, Phillips e Perron (1988) elaboraram um teste de raiz unitária que realiza ajustes não paramétricos nas estatísticas obtidas com o teste DF. Nesse sentido, a estatística do teste, $PP(t)$, para a estimativa do parâmetro ρ nas especificações:

$$\Delta H_t = \gamma H_{t-1} + u_t; \quad \Delta H_t = \alpha + \gamma H_{t-1} + v_t, \quad \Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + s_t;$$

sendo $\Delta H_t = H_t - H_{t-1}$ e $\gamma = \rho - 1$, é definida como:

$$PP(t) = \frac{\gamma_0^{1/2} t_\rho}{\lambda} - \frac{(\lambda^2 - \gamma_0) n s_\rho}{2\lambda S} \quad \text{onde,}$$

$$\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \gamma_j, \quad \gamma_j = n^{-1} \sum_{t=j+1}^n \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}, \quad S = \left(\frac{n}{n-k-1} \gamma_0\right)^{1/2}$$

t_ρ e s_ρ são, respectivamente, a estatística t e o erro padrão do ρ estimado associado a H_{t-1} . S é o erro padrão da estimativa da equação do teste, q o número de defasagens, k o número de variáveis incluídas na equação do teste, e n o tamanho da amostra.⁶

Conforme pode ser observado por meio dos resultados apresentados na Tabela 1, tanto o teste ADF quanto o teste PP indicam a aceitação da hipótese nula (séries não estacionárias) para os valores originais das séries. Por outro lado, em relação às primeiras diferenças a hipótese nula é rejeitada para todas as séries ao nível de significância de 1% (vide Tabela 1). Portanto, as três séries são integradas de primeira ordem, isto é, I(1).

Tabela 1
Testes de Raiz Unitária (ADF e PP)

Séries	Def.	Teste ADF	Teste PP
IC	7	-0,9235	-0,8338
Δ IC	6	-7,9306*	-27,0518*
INF	0	-1,4512	-1,4574
Δ INF	0	-27,1477*	-27,1477*
EINF	0	0,2861	0,2360
Δ EINF	0	-26,6619*	-26,7169*

Nota: O número de defasagens aplica-se apenas ao teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF). O critério para a seleção das defasagens segue o procedimento do geral para o específico.⁷ Teste Phillips-Perron (PP) - o "lag truncation" para Bartlett kernel foi 6. Os valores críticos são -2,5685 e -1,9398 ao nível de significância de 1% e 5%, respectivamente. Não foi utilizado constante ou tendência para as séries. (*) denota rejeição da hipótese nula.

6 Os valores críticos para a estatística são os mesmos dos testes de Dickey-Fuller.

7 Inicia-se com uma defasagem arbitrariamente elevada, que é reduzida de forma gradativa até alcançar a melhor estrutura (ruídos "branqueados"). (Dolado, Jenkinson, Sosvilla-Rovera, 1990).

Os resultados obtidos no teste de raiz unitária indicam que o uso do VAR é adequado e que é possível verificar se as séries são co-integradas. Antes de analisar a relação de longo prazo entre as variáveis é preciso definir a ordem do VAR. Para tanto, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC). Observa-se que ambos os critérios indicam que o modelo adequado corresponde àquele sem constante e com cinco defasagens (vide Tabela 2).

Tabela 2
Critério de AIC e SIC para Ordem do VAR

Def.	Com constante		Sem constante	
	AIC	SIC	AIC	SIC
1	11.096,04	11.096,11	11.060,53	11.060,59
2	11.082,71	11.082,84	11.053,34	11.053,45
3	11.072,54	11.072,72	11.050,86	11.051,03
4	11.062,66	11.062,90	11.043,13	11.043,36
5	11.053,06	11.053,36	11.036,81	11.037,09
6	11.050,86	11.051,23	11.039,72	11.040,05
7	11.112,43	11.112,84	11.101,46	11.101,85
8	11.170,67	11.171,14	11.162,44	11.162,90

Na Tabela 3 são apresentados os resultados do teste de co-integração proposto por Johansen (1991). Os resultados apresentados para o teste de razão de verossimilhança (teste LR) com base na significância dos autovalores estimados indicam que a estatística do traço⁸ rejeita a hipótese de não co-integração (ao nível de significância de 5%), mas não a hipótese de que há mais de uma relação de co-integração.

Tabela 3
Teste de Co-integração de Johansen

Hipótese nula	Autovalor	Traço	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
$R = 0^*$	0,035568	31,08270	29,68	35,65
$R \leq 1$	0,005558	4,50046	15,41	20,04
$R \leq 2$	0,000558	0,40935	3,76	6,65

OBS: * denota rejeição de H_0 ao nível de significância de 5%. Os valores críticos foram tabulados por Osterwald-Lenum (1992).

8 λ traço – a hipótese nula corresponde ao número de vetores co-integrantes ser igual a r , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores co-integrantes é maior que r .

Como as séries são co-integradas e, portanto, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, isto não impede que no curto prazo possa haver desequilíbrio. Assim, para que a relação seja explicitada de forma mais adequada torna-se necessário incorporar ao modelo esse desequilíbrio. Uma maneira de ajustar o problema consiste em incluir os valores prévios dos resíduos (u_{t-1}) no modelo expresso em termos das primeiras diferenças das séries envolvidas. Tal especificação é conhecida como modelo de correção de erro (MCE). A estimativa para IC é dada por:

$$\Delta IC_t = 0,0005 + 23,1339\Delta INF_t - 18,7473\Delta EINF_t + 0,0088u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$(1,6710) \quad (43,9537) \quad (-55,0027) \quad (4,0288)$$

$$R^2 = 0,807, F = 1.022,057, DW = 1,7066.$$

Deve-se ressaltar que o termo de correção de erros (u_{t-1}) é estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 1%, indicando a existência de desequilíbrio de curto prazo. Dessa forma, observa-se que o uso das primeiras diferenças contribuiu para eliminar o efeito comum da tendência sobre as séries, e melhorou-se o problema da perda de informações relevantes ao incorporar-se o termo de correção de erros.

Assumindo-se que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky, isto implica que o ordenamento das variáveis é de crucial importância para a análise da decomposição da variância. Com o objetivo de verificar o possível efeito da meta de inflação e da expectativa de inflação sobre o índice de credibilidade, a ordenação adequada para análise é dada por: meta de inflação, expectativas de inflação, e índice de credibilidade. Ademais, conforme pode ser observado pelo teste de precedência temporal de Granger (1969)⁹ - Tabela 4 - a ordem das séries para descrever o comportamento dinâmico e os efeitos de um choque para uma das variáveis endógenas ao VEC mostra-se adequada.

9 O teste de Granger avalia se uma série de tempo X_t "causa" outra série Y_t , se esta for prevista de forma mais adequada pelos valores passados de X_t , e por outras variáveis relevantes, inclusive valores passados do próprio Y_t .

Tabela 4
Teste de Precedência Temporal de Granger

VAR(5)		
Hipótese Nula:	Estatística-F	Probabilidade
INF não Granger causa IC*	1,96117	0,08232
IC não Granger causa INF	0,00409	1,00000
EINF não Granger causa IC**	3,23163	0,00681
IC não Granger causa EINF	0,73390	0,59816
EINF não Granger causa INF	0,01357	0,99994
INF não Granger causa EINF	0,81203	0,54121

Obs: **. e * denotam rejeição de H_0 ao nível de significância de 1% e 10% respectivamente.

De acordo com o teste de Granger efetuado, observa-se que tanto o índice de credibilidade quanto a expectativa da inflação não implicam “causalidade” sobre a meta de inflação com um nível de confiança de 99%. Em relação ao fato de o índice de credibilidade e das metas de inflação apresentarem alguma “causalidade” sobre as expectativas de inflação, o teste não evidencia um resultado robusto que confirme essa possibilidade. Por outro lado, o resultado do teste sumariado na Tabela 4 mostra que há “causalidade” da meta de inflação (significância de 90%) e da inflação esperada (significância de 99%) para o índice de credibilidade.

A Tabela 5 mostra a explicação da variância da meta de inflação, expectativa de inflação, e índice de credibilidade com 1200 observações, isto é, é considerado na análise um período de 5 anos. Os resultados obtidos revelam que, com exceção do primeiro ano, a principal variável para a explicação da variância da série INF se refere à expectativa da inflação (média de 72% - considerando-se o intervalo entre o segundo e o quinto ano). Este resultado não é surpreendente, uma vez que, na maioria das vezes, as metas são definidas (ou alteradas) de forma que elas sejam compatíveis com o que os agentes consideram como capaz de ser alcançado. Também é observado que após o primeiro ano a importância relativa da própria série na explicação de sua variância se reduz de forma significativa, contudo, a meta de inflação é responsável por cerca de 19% da variância no quinto ano. Por outro lado, apesar do incremento na participação do índice de credibilidade depois do primeiro ano, sua importância é limitada ao máximo de 14% no terceiro ano.

Tabela 5
Decomposição da Variância

	Período	INF	EINF	IC
INF	1	59,40710	35,56014	5,03275
	2	11,31373	75,32751	13,35876
	3	11,57786	74,34673	14,07540
	4	15,87036	70,41782	13,71182
	5	18,72751	67,87077	13,40172
EINF	1	38,61944	48,61591	12,76465
	2	17,13163	64,83226	18,03611
	3	19,60743	65,15808	15,23449
	4	21,00002	64,91445	14,08553
	5	21,70760	64,74554	13,54686
IC	1	27,85162	48,05518	24,09320
	2	24,59737	58,85482	16,54781
	3	23,52277	61,89085	14,58638
	4	23,04889	63,16917	13,78194
	5	22,81140	63,79662	13,39198

Nota: Ordem das séries - INF, EINF, e IC. Periodicidade anual.

A análise da variância da expectativa da inflação revela que além da própria expectativa inflacionária ser muito expressiva (61%), a meta de inflação é relevante (24%) e o índice de credibilidade não é desprezível (15%).¹⁰ Este é um resultado importante, pois sugere que a meta de inflação e a credibilidade mostram-se expressivas na formação da expectativa do mercado. Por fim, considerando-se a média dos resultados, observa-se que a variância do índice de credibilidade tem como principal elemento para explicá-la a expectativa da inflação (59%), cabendo à meta de inflação aproximadamente 24% e ao próprio índice 16%. Esta observação implica que as metas de inflação e a credibilidade alcançada são importantes para explicar a variância do índice, mas não são suficientes para colocar as expectativas do mercado em relação à inflação em um segundo plano.

4 Considerações finais

Conforme pôde ser observado ao longo deste trabalho, a equivalência entre o que o banco central anuncia como meta e a expectativa dos agentes corresponde a uma elevada

¹⁰ Os valores em percentual entre parênteses se referem à média dos cinco anos.

credibilidade na condução da política monetária. As evidências empíricas encontradas para o caso brasileiro recente ratificam a importância das expectativas inflacionárias do mercado para o índice de credibilidade das metas. Essa não é uma informação desimportante, pois a divergência entre a meta anunciada e a inflação esperada pelo mercado em 2001 e 2002 pode eliminar a reputação obtida pelo Banco Central do Brasil oriunda da consecução das metas em 1999 e 2000.

É diante do risco de haver uma perda de credibilidade definitiva na estratégia de metas de inflação adotado no Brasil que o Banco Central decidiu fazer alterações na meta e na banda de flutuação da inflação para os anos de 2003 e 2004. A meta central de inflação de 2003 alterou-se de 3,25% para 4% (um exemplo prático de como as expectativas de inflação interferem na determinação das metas) e a de 2004 foi fixada em 3,75%. Além dessas mudanças, a margem de erro para o alcance das metas foi alterada de 2% (para cima ou para baixo) para 2,5%.

Os resultados encontrados indicam que a estratégia de metas de inflação, tal como foram introduzidas no Brasil (sem cláusulas de escape), não se mostraram capazes de se sustentar diante de choques de oferta e da volatilidade da taxa de câmbio. A média anual do índice de credibilidade reflete uma baixa credibilidade no período recente. No ano 2000 a credibilidade média correspondia a 0,83, em 2001 o valor médio do índice sofreu uma redução para 0,36, e finalmente em 2002 (dados até 1 de novembro) o índice médio foi de apenas 0,11. Nesse sentido, é importante que esta âncora nominal sofra as devidas alterações de forma que o Banco Central do Brasil recupere sua reputação no controle da inflação para que possa obter credibilidade.

Referências bibliográficas

- Andersson, K.; Berg, C. The inflation target in Sweden. *In: Haldane, A. G. (ed.), Targeting inflation.* Bank of England, 1995, p. 207-225.
- Barro, R. J.; Gordon, D. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland, 12, p. 101-121, 1983.
- Brunilla, A.; Lahdenperä, H. Inflation-targets: principal issues and practical implementation. *In: Haldane, A. G. (ed.), Targeting inflation.* Bank of England, 1995, p. 119-134.
- Cukierman, A.; Meltzer, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, v. 54, n. 5, p. 1099-1128, September 1986.

de Mendonça, H. F. Metas de inflação: uma análise preliminar para o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 1, p. 129-158, janeiro-março, 2001.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, p. 1057-1072, 1981.

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

Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, p. 424-438, 1969.

Johansen, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, p. 1551-1580, 1991.

Kydland, F. E.; Prescott, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economic*, v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

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

Osterwald-Lenum, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 461-472, 1992.

Sicsú, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 703-711, out./dez. 2002.

Um método para aplicação de redes neurais na estimativa de elasticidades de funções econômicas*

Sidney de Castro Oliveira[§]

João Sicsú[°]

Adriano Joaquim de Oliveira Cruz[†]

RESUMO

Este artigo apresenta um estudo sobre a eficácia e as limitações das redes neurais na aproximação de funções. Seu objetivo é avaliar a possibilidade de se estimar derivadas parciais de funções econômicas a partir destas redes. São apresentados aspectos metodológicos importantes que devem ser observados na definição da topologia e dos parâmetros das redes neurais a fim de que se possa atuar sobre a significância dos resultados. Conhecendo as derivadas parciais das funções econômicas é possível conhecer suas elasticidades, permitindo que se investigue o papel e o peso de cada uma das variáveis explicativas na composição da variável explicada, possibilitando uma análise e crítica de fenômenos econômicos. Um ensaio hipotético sobre a aplicabilidade das redes neurais na economia é apresentado ao final.

Palavras-chave: redes neurais, elasticidades de funções econômicas, inteligência computacional.

ABSTRACT

This article studies the efficiency and limitations of artificial neural networks when approximating functions. The aim is to evaluate the possibility of estimating partial derivatives of economy functions from these networks. Methodological aspects are observed in order to define the topology and the parameters of these neural networks to be able to control the results significance. Knowing the partial derivatives of economy functions is possible to know their elasticity, allowing research about the weight of each exogenous variable in the composition of the endogenous variable. Some analyses and discernments of economic phenomenon can be taken with this information. At last, we present a hypothetical experiment about the applicability of function approximation with neural networks in economy.

Key words: neural networks, economy functions elasticity, soft computing.

JEL classification: A12, C63, C88.

* Os autores agradecem as sugestões de dois pareceristas anônimos. Agradecem ainda ao apoio do CNPq.

§ Mestre em sistemas de computação e pesquisador do Núcleo de Computação Eletrônica da UFRJ.

° Doutor em economia e professor adjunto do Instituto de Economia da UFRJ.

† PhD em sistemas de computação, professor adjunto do Instituto de Matemática da UFRJ e pesquisador do NCE/UFRJ.

1 Introdução

A ferramenta clássica utilizada para a análise quantitativa de relações econômicas é a econometria. Contudo, existem alternativas que também podem apresentar bons resultados. Uma delas são as redes neurais artificiais. Por terem a vantagem de deixar a maior parte do complexo trabalho de modelagem a cargo de exaustivas iterações computacionais, estas redes podem se revelar uma ferramenta importante de auxílio às análises quantitativas de relações econômicas.

As redes neurais artificiais são um modelo computacional cujo paradigma de processamento da informação foi originalmente inspirado no funcionamento do sistema nervoso cerebral. O ponto chave deste paradigma diz respeito à estrutura organizacional de tais redes. Elas são formadas por um conjunto de elementos processadores simplórios, chamados de “neurônios”, altamente interconectados entre si e que operam conjuntamente para resolver problemas específicos. Assim como o cérebro, que armazena conhecimento em função das sinapses entre os neurônios, o comportamento da rede neural é determinado pela sua organização.¹ Dependendo do número de elementos processadores, do tipo de processamento inserido neles, da forma com que eles são interconectados e da importância (peso) de cada uma de suas interconexões, a rede neural define o seu comportamento.

Em geral, as redes neurais se adequam bem a problemas em que não se conhece uma solução algorítmica para eles ou a solução algorítmica é muito complexa para ser encontrada. O ponto forte é a capacidade de manuseio de dados imprecisos ou de explicação complicada, sendo útil na extração de significados difíceis de serem notados humanamente ou com técnicas computacionais tradicionais.²

Este artigo procura explorar a capacidade das redes neurais de modelar estes tipos de problemas, em especial aqueles em que se procura explicar fenômenos econômicos.³ A idéia central é apresentar mecanismos capazes de explicar relações de interdependência

1 O comportamento da rede neural representa sua função de transferência, ou seja, a forma com que ela responde (saída) às diversas configurações da entrada.

2 Técnicas tradicionais são técnicas algorítmicas, onde o resultado computacional é previsível e decorrente de uma seqüência conhecida de procedimentos.

3 Os experimentos deste artigo se restringiram a um tipo de rede neural artificial conhecido como MLP (multilayer *perceptron*) que, por suas características, são capazes de tratar dados não linearmente separáveis.

entre as variáveis. Sabendo apenas que uma variável é explicada em função de determinadas outras, chamadas explicativas, busca-se estimar o quanto a variável explicada é sensível às variações das explicativas. Em outras palavras, o objetivo é buscar, por meio do uso de redes neurais, estimativas para as sensibilidades da variável explicada relativamente às variáveis explicativas nas relações econômicas, permitindo que se investigue o papel e o peso de cada uma delas na composição do problema. Espera-se, desta forma, contribuir para a análise quantitativa dos fenômenos econômicos, abrindo espaço para que se realizem ensaios e estudos objetivando um maior entendimento da economia real.

Cabe ressaltar que as redes neurais são um recurso essencialmente computacional. Envolvem paradigmas e abstrações próprios da ciência da computação, cujo entendimento, apesar de ser condição importante para que sejam alcançados bons resultados na sua utilização, não é fundamental para a compreensão dos aspectos metodológicos aqui apresentados. Desta forma, não há, neste artigo, o compromisso de se apresentar os fundamentos das redes neurais, a descrição de seu funcionamento, suas configurações, variações típicas e muito menos a modelagem matemática a elas associada. São assuntos que encontram uma vasta abordagem na literatura (como, por exemplo, em Braga *et al.*, 1998; Hykin, 2000; Zurada, 1992), inclusive com diversas aplicações em problemas econômicos (por exemplo, em Diaz e Araújo, 1998; Silva *et al.*, 2001). Em relação às redes neurais, este artigo procura se ater apenas aos aspectos metodológicos envolvendo sua **sintonia**,⁴ buscando expor suas potencialidades na tentativa de suplantar os desafios e demandas envolvendo as áreas da economia e da computação.

A exposição das idéias no artigo está dividida em duas partes principais. A primeira delas apresenta o equacionamento do problema da busca de estimativas para as derivadas parciais de funções econômicas, adequando-o às características do modelo neural de computação. Por meio de alguns testes de validação são identificados certos aspectos metodológicos necessários ao ajustamento destas redes a fim de que elas respondam satisfatoriamente ao problema. Estes testes revelam tanto a potencialidade do modelo empregado quanto as restrições e limitações que devem ser observadas para se alcançar os resultados.

Na segunda parte procura-se exemplificar a aplicabilidade do modelo neural na economia, apresentando um problema hipotético e analisando o comportamento das variáveis econômicas envolvidas. Mais especificamente, procura-se, por meio das redes neurais,

4 A sintonia da rede neural artificial é o ajuste de sua topologia e de todos os seus parâmetros a fim de que ela responda, satisfatoriamente, às demandas do problema.

exemplificar sua utilização na explicação de uma variável dependente em função de suas variáveis explicativas em um problema macroeconômico típico.

2 Aproximação de funções e o peso das variáveis explicativas

Em economia se busca, muitas vezes, analisar certos fenômenos procurando uma associação entre um conjunto de variáveis que se supõe, teoricamente, serem explicativas de determinada relação de interdependência com uma variável explicada. Mesmo quando a teoria econômica oferece muitos subsídios para a identificação destas variáveis (explicativas e explicada), dado um problema real, é difícil, ao mesmo tempo que é necessário, dimensionar o quanto cada uma das variáveis explica ou contribui para a relação sob análise, ou seja, qual o grau de influência de cada variável explicativa sobre a variável explicada.

Como se sabe, avaliar o papel e o peso das variáveis explicativas na composição da variável explicada é, na verdade, uma busca por uma função que relaciona as variáveis envolvidas, abstraindo-se da relação temporal entre elas. Pode-se dizer que esta função é um mapeamento das variáveis explicativas na explicada, cuja representação gráfica, no espaço euclidiano, é uma superfície em \mathbf{R}^n para $n-1$ variáveis explicativas. As características desta superfície representam o comportamento da variável explicada diante do universo de combinações das variáveis explicativas.

Uma vez conhecida a superfície é possível saber o quanto cada variável explicativa contribui para a variável explicada, já que a taxa de variação da superfície na direção de cada eixo do plano representa o quanto a variável explicada é sensível às variações da variável explicativa correspondente (supondo variáveis explicativas independentes entre si). Estas taxas de variação em cada ponto da superfície são conhecidas como sensibilidades da variável explicada em relação às variáveis explicativas, que equivalem, matematicamente, às derivadas parciais da função.

Mas como encontrar esta superfície? A maneira mais natural seria procurar observar um conjunto de pontos que supostamente pertence à superfície e buscar um aprendizado do comportamento do fenômeno econômico a fim de deduzir a relação de interdependência entre as variáveis. Mas esta não é uma tarefa fácil. Quanto mais variáveis estiverem envolvidas e quanto mais complexa e não linear for a relação de interdependência entre elas, mais difícil é a dedução de qualquer regra de formação entre os pontos. Uma forma de facilitar as ações é admitir algum erro na dedução da interdependência, o que reduz a tarefa à busca de uma superfície aproximada que explique, satisfatoriamente, a rela-

ção entre as variáveis. Dependendo do grau desta aproximação, as derivadas parciais da função assumem uma maior ou menor significância. Quanto mais informação se tiver da superfície, ou seja, quanto mais e melhor distribuídos forem os pontos conhecidos, maior a representatividade da superfície expressa pelo problema e maior a confiabilidade das conclusões extraídas.

É fácil perceber que o caminho de busca da solução pela observação exaustiva do comportamento das variáveis envolvidas pode ser fortemente facilitado pela utilização de instrumentos automáticos de reconhecimento das interdependências entre as variáveis. E as redes neurais, pelas suas características, se adequam bem às necessidades de tais instrumentos. Em um processo conhecido como **aprendizagem**⁵ as redes neurais procuram extrair, a partir dos exemplos que lhes são apresentados, características generalizáveis que relacionam a variável explicada (saída da rede) ao comportamento das variáveis explicativas (entrada da rede). Com isso, adquirem uma capacidade de responder consistentemente a **estímulos**,⁶ tanto os usados no seu treinamento quanto a outros, desde que estes outros sejam relativamente assemelhados àqueles utilizados no treinamento.

Esta capacidade de responder a estímulos desconhecidos revela uma característica importante das redes neurais, a predição, que encontra diversas aplicações. Embora a mais popular delas, na área econômica, seja a previsão de séries temporais, onde se procura descobrir a vizinhança futura de novas ocorrências de uma seqüência conhecida de pontos, este não é o foco do presente artigo. O objetivo é explorar a predição visando a um outro tipo de aplicação, que é a aproximação de funções econômicas e a estimativa de suas sensibilidades.

A partir de um conjunto suficiente de pontos que se sabe pertencer à função, muitas vezes expresso por séries temporais, pode-se treinar uma rede neural para que ela seja representativa de uma superfície que expresse o seu comportamento, relacionando as variáveis explicativas com a explicada. Uma vez treinada a rede, é possível prever os valores da função nas vizinhanças de cada ponto utilizado no treinamento, abrindo espaço para que se estime o valor das derivadas parciais da função nestes pontos. Por meio de métodos numéricos simples é possível chegar a estas estimativas, usando o próprio conceito matemático de derivadas parciais no ponto, tal como expresso pela fórmula a seguir (Lima, 1995):

5 A aprendizagem das redes neurais é uma abstração que está associada a um processo computacional iterativo, chamado treinamento, que resulta na convergência de seus parâmetros para valores que melhor se ajustam às condições de contorno impostas ao problema.

6 Estímulos são padrões válidos de entrada da rede, ou seja, configurações válidas para as variáveis explicativas.

$$\frac{\partial f}{\partial x_i}(a) = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{f(a + t.e_i) - f(a)}{t}, \quad (1)$$

onde o componente e_i é um vetor unitário representativo do eixo da variável x_i .

Cabe ressaltar que, diferentemente da econometria, a análise quantitativa oferecida pelas redes neurais não parte de uma forma funcional prévia, onde os parâmetros a serem determinados muitas vezes carregam interpretações semânticas da relação entre as variáveis envolvidas. No modelo neural, apesar de existir uma expressão analítica que aproxime a função, compondo uma fórmula matemática que relaciona as variáveis envolvidas, seus parâmetros não permitem interpretações sobre a relação de interdependência entre as variáveis, isto é, não se extrai, a partir deles, o papel e o peso de cada variável envolvida no sentido em que as análises econométricas sugerem. São parâmetros estritamente computacionais, que determinam exclusivamente o comportamento da rede.

Grosso modo, o que se obtém como resposta do modelo neural é análogo a uma aproximação de função por série de Fourier finita: um somatório de **funções de ativação**⁷ ponderadas pelos pesos das ligações entre os “neurônios” da rede. Desta forma, uma vez treinada, a rede neural pode ser encarada, do ponto de vista operacional, como sendo uma **caixa-preta** que tem como entrada as variáveis explicativas e como saída a variável explicada.

Assim sendo, a primeira questão que surge quando se procura utilizar redes neurais para aproximar funções econômicas a fim de se estimar suas sensibilidades é saber se elas são realmente apropriadas para isto, ou seja, se a superfície gerada pela rede, após o treinamento, carrega características que permitem estimar suas derivadas parciais pela equação 1, cujos resultados sejam consistentes. Mas a resposta esbarra logo numa dificuldade: como avaliar a qualidade dos resultados se não se conhece nem a função nem os corretos valores de suas derivadas?

De fato, o grau de desconhecimento a respeito dos aspectos analíticos do problema impediria uma análise sobre a qualidade das estimativas das derivadas parciais. Contudo, é possível encontrar indicativos que permitam inferir se os resultados apresentados pelas

7 A função de ativação do “neurônio” é a função que ativa sua saída considerando o valor da soma ponderada de suas entradas.

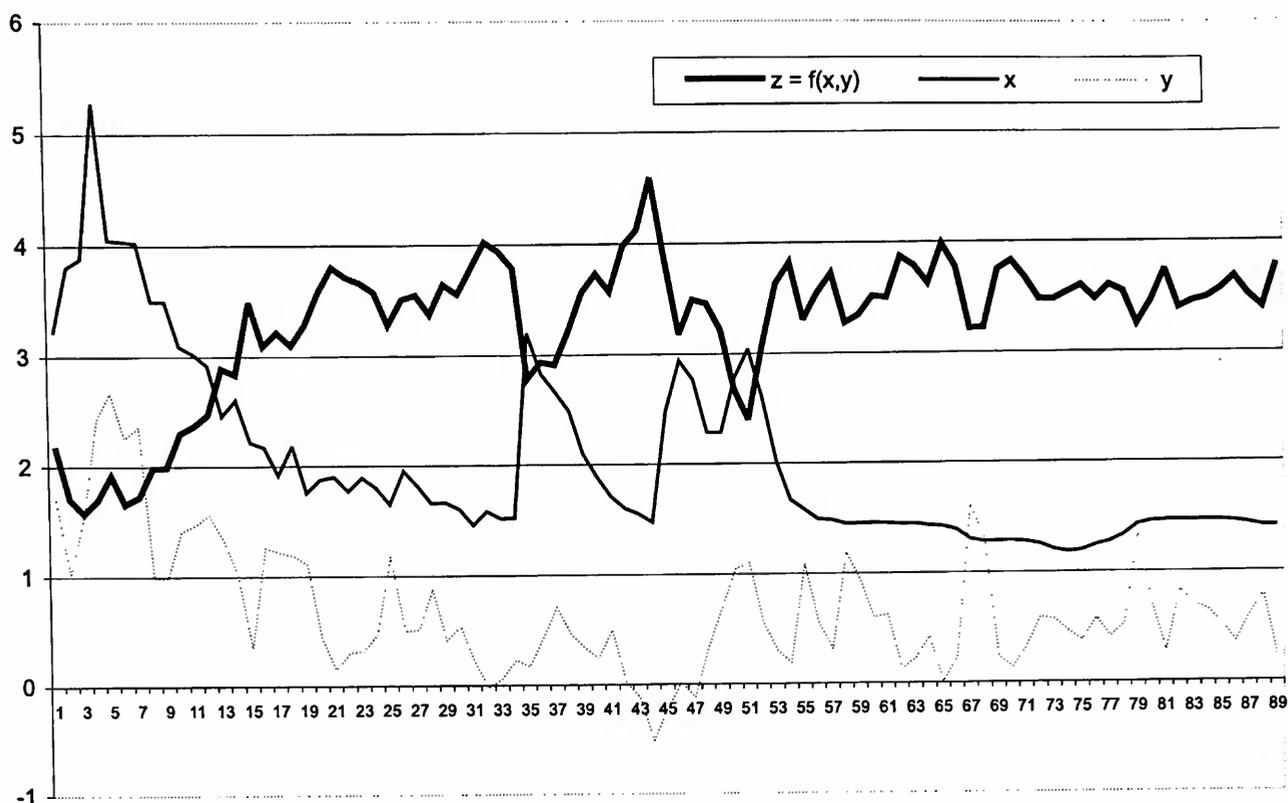
redes neurais, apesar de sujeitos a imprecisões, podem representar uma boa estimativa daquilo que seria o verdadeiro.

Um artifício que pode ser utilizado para se colher tais indicativos é testar a técnica oferecida pelas redes neurais em problemas que sejam inteiramente conhecidos. Conhecendo a função de interdependência e as variáveis envolvidas é possível o confronto dos resultados apresentados pelo modelo neural com os valores verdadeiros, permitindo, portanto, uma avaliação da qualidade dos resultados. Desta forma, seguindo este artifício, estabeleceu-se uma função hipotética qualquer (a equação 2 apresentada a seguir) para definir o comportamento de uma variável explicada (z) para um problema com duas variáveis explicativas (x e y):

$$z = f(x, y) = \text{sen}(x) + \frac{y^2}{3} - y + 3 \quad (2)$$

Partindo de duas séries temporais também hipotéticas, escolhidas para representarem as variáveis explicativas, gerou-se, segundo a função estabelecida na equação 2, um conjunto de pontos para representar a variável explicada do problema, conforme ilustrado na Figura 1. Como se conhece, de acordo com as hipóteses adotadas, a expressão analítica da função, também se conhece as expressões analíticas de suas derivadas parciais, o que permite saber o real valor destas derivadas nos pontos de treinamento da rede neural. Assim, agora é possível comparar as estimativas geradas pelas redes neurais para estas derivadas com seus valores verdadeiros, avaliando a capacidade do modelo neural na aproximação de funções e de suas respectivas sensibilidades.

Figura 1
Séries Temporais das Variáveis da Função Estabelecida



Antes de buscar esta comparação é importante destacar que o ponto chave na obtenção de bons resultados com a utilização de redes neurais é a sua sintonia, que consiste na definição de sua topologia e de seus parâmetros. Como não há valores e regras ótimas conhecidas para a definição destes parâmetros, eles precisam ser ajustados caso a caso em função das características do problema em questão, resultando em diversas possibilidades distintas de modelagem. Sendo assim, o artifício de utilizar as redes neurais em um problema inteiramente conhecido pode, além de avaliar o modelo neural, também explicitar aspectos metodológicos no processo de sintonia, já que passa a ser possível avaliar o impacto de alterações na organização da rede na busca de melhores resultados.

Voltando à Figura 1, o objetivo é buscar aspectos metodológicos para guiar o processo de sintonia de uma rede neural de modo a que ela seja capaz de representar satisfatoriamente a função que mapeia as variáveis explicativas na explicada. Pode-se identificar duas condições fundamentais para o bom equacionamento deste problema. A primeira delas (condição 1) é que a rede neural sintonizada, uma vez estimulada pelas séries das variáveis explicativas x e y , deve responder o mais próximo possível da série temporal da variável explicada z . A segunda condição (condição 2) diz respeito à consistência das estimativas das derivadas parciais da função, ou seja, ao se estimular a rede neural com valores na vizinhança de cada um dos pontos das séries temporais das variáveis x e y , ela

deve fornecer respostas que, uma vez usadas segundo a equação 1, produzam resultados próximos dos verdadeiros, que podem ser calculados matematicamente.

A combinação destas condições define as restrições que devem ser obedecidas na busca de uma superfície que expresse, de forma aproximada, a função que relaciona as variáveis explicativas e explicada. Sendo assim, a sintonia da rede neural deve ser guiada observando-se o ajuste tanto em relação aos pontos apresentados para treinamento (condição 1) quanto em relação às suas derivadas parciais nestes pontos (condição 2). O equacionamento do problema segundo as condições citadas será chamado, no decorrer do texto, de **aproximação de funções**.

O cumprimento da condição 1 se dá automaticamente durante o processo de treinamento da rede neural, onde se procura minimizar uma medida global de “erro”, como, por exemplo, o **erro médio quadrático**,⁸ quando a rede é estimulada pelos pontos de treinamento. Já o cumprimento da condição 2 exige maiores considerações, visto que um bom cumprimento da primeira condição não significa, necessariamente, um bom cumprimento da condição 2. Isto decorre do fato de que as derivadas parciais em cada ponto não são informações passadas à rede na fase de treinamento, deixando-a livre para moldar a superfície que relaciona as variáveis do problema, observada a condição 1, de acordo apenas com as necessidades computacionais do processo de treinamento. Desta forma, uma excelente aproximação em relação aos pontos usados no treinamento pode resultar em estimativas discrepantes em relação às derivadas da função.

Esta liberdade que a rede neural tem para moldar a superfície faz com que se obtenham estimativas diferentes para as derivadas parciais a cada treinamento distinto da rede, o que é tão indesejável ao problema em questão quanto inevitável diante das características do modelo. Uma chave para lidar com esta dificuldade está em buscar uma sintonia para a rede neural que, a partir de inúmeros treinamentos distintos, resulte em estimativas de derivadas parciais (nos pontos de treinamento) com alguma tendência estatística. Sendo assim, o cumprimento da condição 2 representa, na prática, um outro fator qualitativo para a condição 1, fator este associado a avaliações estatísticas a partir de treinamentos repetitivos da rede neural sintonizada.

Apesar desta flutuação das respostas ser intrínseca ao modelo neural, é possível encontrar caminhos que podem minimizar esta questão. Basicamente, o que se deve buscar, dada a complexidade do problema, é compatibilizar a **densidade de informação** ofereci-

8 Dentre outras medidas possíveis, o erro médio quadrático do ajuste é medido pela média do quadrado da diferença entre os valores apresentados como resposta pela rede neural e os valores alvo.

da à rede durante o treinamento com sua estrutura organizacional. Esta densidade é a razão entre a quantidade de pontos utilizados no treinamento e a quantidade de parâmetros a serem determinados.

Quando a topologia da rede está superdimensionada, isto é, o número de “neurônios” na sua **camada escondida**⁹ está excessivo diante da quantidade (e também complexidade) de pontos apresentados para treinamento, haverá muitos parâmetros a serem determinados com dados que podem ser insuficientes para tal. Vale lembrar que cada “neurônio” da rede se interconecta a outros com ligações cujos pesos precisam ser determinados a partir dos dados. Esta baixa densidade de informações pode fazer com que o processo de treinamento tenha pouca qualidade, conduzindo a resultados frágeis e inconstantes para o comportamento da rede. Como resultado, tem-se uma superfície mais volátil, mais nervosa, com maiores flutuações para a função aproximada, o que resulta em estimativas irregulares e inconstantes para as derivadas parciais.

Por outro lado, aumentar a quantidade de informação sobre a superfície, por meio de um maior número de pontos, aumenta os compromissos do treinamento, tornando-o mais complexo. Se essa maior complexidade não for acompanhada por uma topologia com mais “neurônios” e, conseqüentemente, mais poderosa, a superfície resultante tende a ser mais suave, mais alisada, acompanhando mais as tendências do que os pontos. Este menor grau de aproximação em relação aos pontos de treinamento resulta em um maior erro médio quadrático para o ajuste.

Não há formulas conhecidas para se definir a melhor densidade de informações a ser utilizada no treinamento das redes neurais. Para cada situação específica deve-se buscar um equilíbrio entre a quantidade de pontos utilizada no treinamento, o erro médio aceitável e a topologia da rede (especialmente a quantidade de camadas intermediárias e o número de “neurônios” nestas camadas). Este equilíbrio é o principal aspecto metodológico na sintonia das redes neurais para uma boa aproximação de funções.

Apesar do processo de busca deste equilíbrio ter um forte componente empírico, é possível guiá-lo, fazendo da qualidade da estimativa da derivada uma importante condição

9 A rede neural tem uma camada de entrada, que recebe as variáveis explicativas; uma camada de saída, por onde as variáveis explicadas são lidas e uma (ou mais) camada intermediária, chamada escondida, responsável pelo caráter não linear do modelo. Teoricamente, redes com uma camada intermediária podem implementar qualquer função contínua, e a utilização de duas camadas intermediárias permite a aproximação de qualquer função. (Braga *et al.*, 1998).

de contorno a ser perseguida para o equacionamento do problema. Entretanto, ao contrário da função, onde pelo menos alguns pontos pertencentes à superfície que a representam são conhecidos, nada se sabe a respeito das derivadas. A única informação geralmente disponível é que elas existem e são únicas para cada ponto da superfície. É justamente no sentido de se convergir para esta propriedade da unicidade das derivadas que se deve balizar a sintonia da rede, equilibrando, de um lado, a acurácia dos resultados estimados para as derivadas parciais da função e, do outro, um erro médio quadrático aceitável para a aproximação da superfície em relação ao conjunto de pontos usados no treinamento.

De modo geral, deve-se buscar este equilíbrio utilizando o menor número possível de “neurônios” na topologia da rede. Uma consequência disto é que a restrição que se impõe ao número de “neurônios” da rede, a fim de se evitar superfícies artificialmente nervosas na aproximação, pode também impossibilitar que a rede expresse características que sejam próprias da função. Isto pode ser facilmente percebido pelo fato do referido equilíbrio ser estabelecido em razão do comportamento médio da função. Nas regiões do domínio onde a função é naturalmente mais volátil, a rede neural tende a atenuar a volatilidade real, podendo resultar em superfícies cujas taxas de variação estejam aquém do desejado. Esta limitação às variações súbitas da função é uma restrição que deve ser entendida e considerada na avaliação dos resultados.¹⁰

Cabe, neste momento, esclarecer melhor uma dificuldade que é oriunda de uma característica intrínseca das redes neurais. A busca que a rede neural faz da superfície que melhor representa a função a ser aproximada é uma busca aleatória em um espaço infinito de possibilidades. Desta forma, a cada vez que se treina uma rede neural, ainda que sejam utilizados **os mesmos dados e parâmetros**¹¹ e que a rede esteja bem sintonizada, obtém-se uma superfície diferente como resposta. Isto incorpora um caráter probabilístico às aproximações geradas pelas redes. Evidentemente, superfícies diferentes geram estimativas diferentes para suas derivadas. Estas diferenças podem ser até bastante acentuadas dependendo da sintonia estabelecida para a rede. Sendo assim, quando se diz que é esperado acurácia nas estimativas das derivadas da função não significa esperar que seus valores se repitam a cada treinamento distinto, mas sim esperar que elas tenham uma

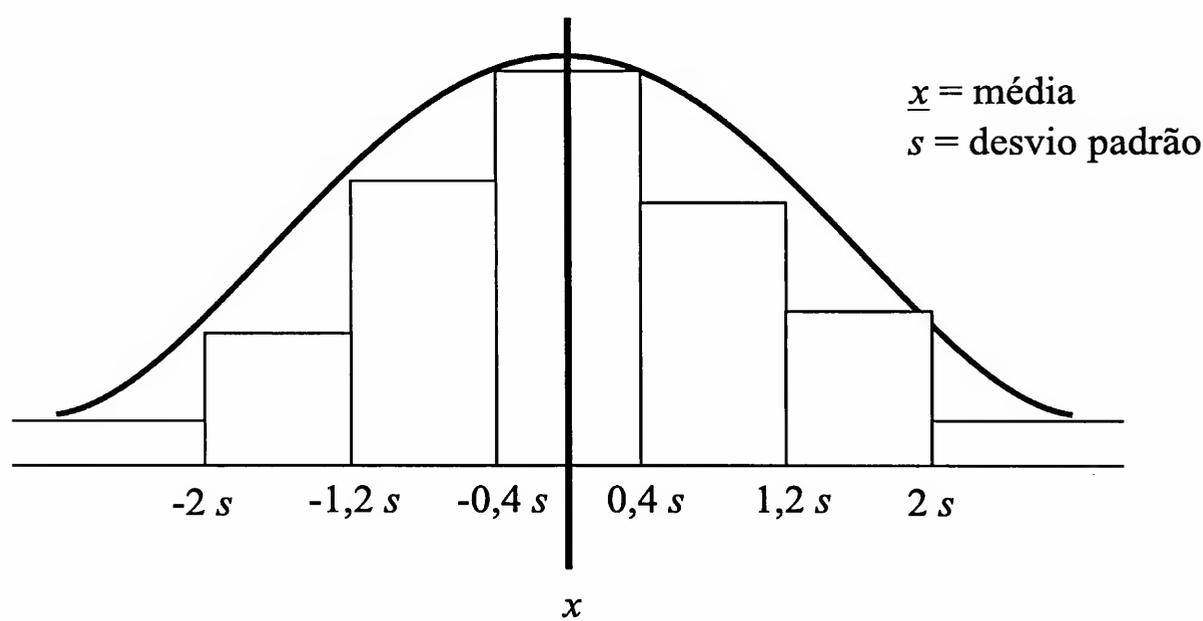
10 A princípio, poder-se-ia pensar em aumentar a densidade de “estímulos” de treinamento nas regiões de maior volatilidade, refinando o ajuste nestas regiões. Entretanto, numa aplicação real, ainda que se tenha controle sobre a geração dos dados, o que não é comum em análises econômicas, se esbarraria na dificuldade de se identificar tais regiões, já que a função que relaciona variáveis explicativas e explicada é desconhecida.

11 Supondo que cada treinamento parte de valores aleatórios para a configuração inicial dos pesos das interligações entre os “neurônios” da rede. Caso contrário, a rede apresenta resultados que se repetem a cada treinamento se forem utilizados os mesmos dados e parâmetros.

distribuição de frequência que seja unimodal e que tenha uma curtose o mais pontiaguda possível (leptocúrtica), conforme ilustrado na Figura 2. Desta forma, é possível identificar uma medida de tendência central (média, moda ou mediana) que possa representar, com relativa significância, o valor da resposta da rede neural para cada ponto do treinamento.

Entretanto, não há garantias de que distribuições com estas características possam ser obtidas. Se, após inúmeras tentativas de sintonia da rede neural, não for possível obter distribuições satisfatórias, é importante ter em mente que quanto menos acuradas elas forem, mais frágeis são as afirmações que se pode fazer sobre os resultados obtidos na tentativa de estimar sensibilidades de funções utilizando redes neurais.

Figura 2
Típico Histograma Esperado para as Respostas das Redes Neurais Quando Estas Estão Bem Sintonizadas: Uma Distribuição Unimodal e Leptocúrtica



Pode-se perceber que este caráter probabilístico do modelo neural confere pouca significância às estimativas de derivadas que sejam oriundas de uma única rede treinada. É necessário buscar maior representatividade para as estimativas, o que pode ser conseguido por meio de uma média de diversos valores provenientes de redes neurais que, ainda que possuam mesma topologia e parâmetros, tenham treinamento distintos para o mesmo conjunto de dados. Sendo assim, pode-se apresentar uma única resposta que seja resultante da unificação das diversas estimativas em direção aos valores mais prováveis para as derivadas da função segundo a distribuição de frequência dos valores apresentados pela rede.

Partindo dos dados apresentados na Figura 1, e seguindo os critérios estabelecidos para guiar a sintonia da rede neural, efetuaram-se inúmeros treinamentos na busca da melhor topologia para a rede¹² - sempre procurando equilibrar uma aproximação em relação aos pontos apresentados (condição 1) com uma relativa acurácia para as estimativas das derivadas nestes pontos (condição 2).

Como era esperado, estas estimativas apresentaram flutuações em diversas faixas de valores para cada topologia testada. Entretanto, observou-se que em algumas topologias elas se concentraram em faixas mais estreitas que em outras, apresentando, portanto, resultados mais acurados. Mesmo não significando precisão, já que as faixas mais frequentes podem não incluir as derivadas verdadeiras, esta maior acurácia é sugestiva de melhores resultados, pelo menos em relação à sintonia da rede neural para o problema. Quanto mais pontiaguda for a curtose das distribuições de frequência nos pontos de treinamento, melhor sintonizada está a rede para estimar as derivadas, observado o erro aceitável para a aproximação da função em relação a estes pontos.

A fim de conhecer as características da distribuição de frequência das estimativas das derivadas, construiu-se, utilizando a topologia da rede de melhor sintonia,¹³ um histograma para cada ponto do conjunto de treinamento. Na observação dos resultados, pôde-se verificar que as distribuições de frequência eram em forma de sino e com bastante simetria para uma grande parte delas, apesar da heteroscedasticidade dos dados.¹⁴ Sendo assim, mesmo que o universo dos valores possíveis para as derivadas seja desconhecido, pode-se supor que as redes neurais, uma vez bem sintonizadas, geram amostras de dados cujos parâmetros estatísticos podem ser calculados, de forma aproximada, por meio das propriedades de uma distribuição quase-normal de dados.

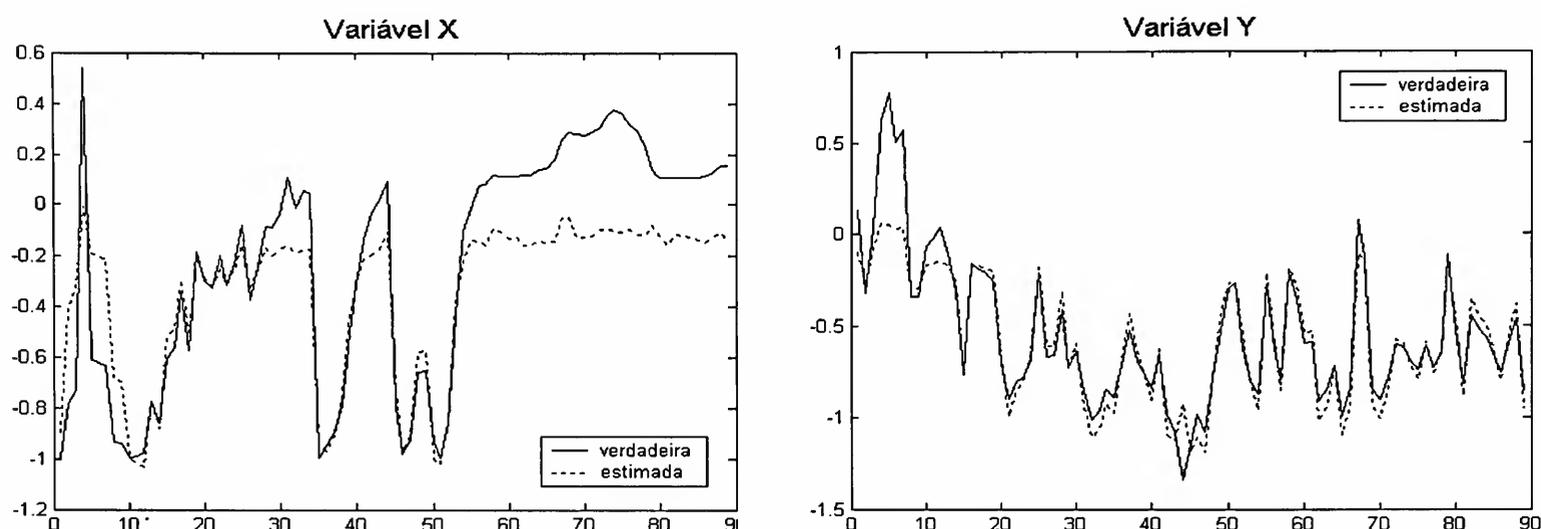
12 Todos os experimentos aqui apresentados foram realizados com o *software* MatLab acrescido do *toolbox* de redes neurais do mesmo fabricante.

13 A sintonia da rede foi alcançada com uma rede neural MLP com uma única camada escondida de 3 neurônios. A função de ativação da camada escondida foi a tangente-sigmóide, e a da camada de saída foi a puramente linear. O erro médio admitido para a aproximação da função nos pontos de treinamento foi menor que 1%, com ponto de parada em, no máximo, 100 iterações (todos os treinamentos que cumpriram estas duas condições foram aproveitados). As variáveis foram normalizadas para o intervalo [-1,1] por uma transformação linear, cujo impacto nas derivadas foi restabelecido após o treinamento.

14 A variância das estimativas das derivadas parciais da função em cada ponto da série não foi constante. Certas regiões apresentaram maiores flutuações de resultados que outras.

A Figura 3 ilustra os resultados alcançados para as estimativas das derivadas da equação 2. Uma comparação entre as derivadas parciais verdadeiras da função, calculadas analiticamente, e os valores médios estimados para elas pelas redes neurais revela uma boa consistência entre eles: as curvas são semelhantes, seguem as mesmas oscilações e flutuam dentro da mesma grandeza de valores.

Figura 3
Comparativo Entre as Derivadas Parciais Verdadeiras e as Estimadas pela Rede Neural para a Função Estabelecida



Apesar disto, pode-se observar que em certos pontos, mais do que em outros, ocorreram maiores diferenças entre a derivada estimada pela rede e as derivadas verdadeiras, o que sugere a existência de algum erro sistemático da rede na moldagem da superfície nestes pontos. As explicações para isto nos remetem para as considerações matemáticas de modelagem das redes neurais, cujas investigações fogem ao escopo deste artigo. O importante, da leitura que se faz dos resultados apresentados, é que é possível inferir que as redes neurais, ao aproximarem funções, o fazem de modo a permitir que se extraia estimativas das derivadas parciais destas funções, estimativas estas que, apesar de carregarem alguma imprecisão, podem oferecer uma boa aproximação de seus valores reais.

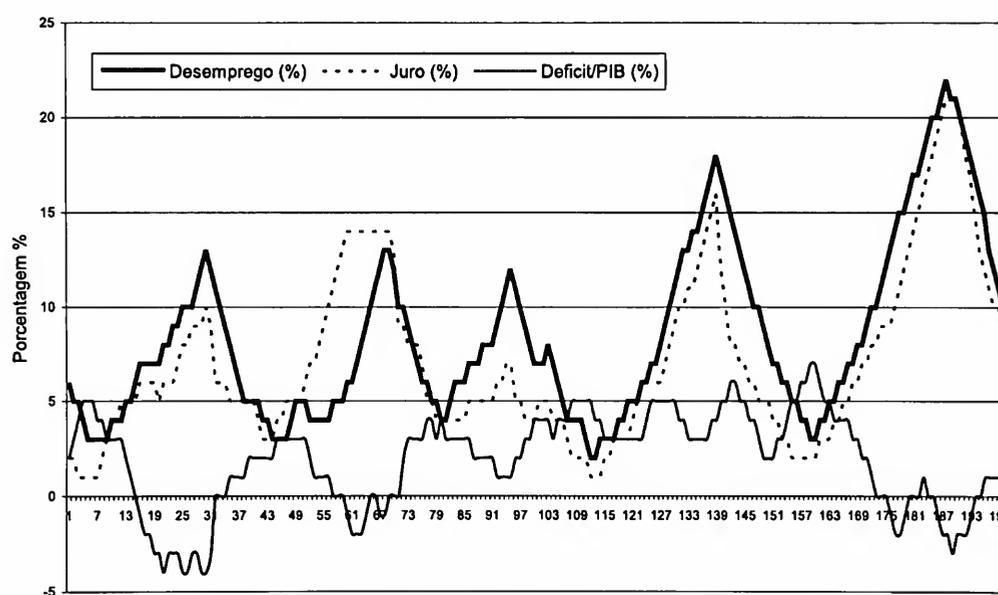
Cabe ressaltar ainda que quanto mais complexo e não-linear for o comportamento da variável explicada em relação às variáveis explicativas do problema, maior a potencialidade das redes neurais, já que o esforço de modelagem é majoritariamente computacional. Mesmo porque, como este modelo não exige qualquer suposição sobre o comportamento das variáveis envolvidas, suas vantagens se acentuam à medida que o problema ganha complexidade.

3 Um ensaio de aplicabilidade

A metodologia e os resultados apresentados anteriormente abrem espaço para que se avalie a utilidade das redes neurais na explicação de fenômenos econômicos, permitindo que se investigue o papel e o peso de cada uma das variáveis, que se supõe serem explicativas, no comportamento da variável explicada. A fim de demonstrar estas possibilidades, em que se procurou aplicar o modelo neural numa questão macroeconômica típica, é apresentado, a seguir, uma análise de caso hipotético, cujos dados foram gerados de forma dirigida segundo a teoria indicada na nota de rodapé 15.

Uma variável importante em economia é a taxa de desemprego que, por conta disto, é objeto de muitos estudos. Vamos supor, nesta análise, que o desemprego seja explicado, no curto prazo, por uma função que contém simplesmente a taxa de juro nominal e o déficit público relativo ao PIB.¹⁵ Vamos supor ainda que estas três variáveis se relacionem conforme as séries temporais mostradas na Figura 4.

Figura 4
Séries Temporais das Variáveis do Ensaio Hipotético, Onde se Procura Explicar o Desemprego, no Curto Prazo, como Função da Taxa de Juro Nominal e do Déficit Público Relativo ao PIB



15 O desemprego, no presente caso, pode ser descrito por um simples e tradicional modelo keynesiano do tipo IS-LM (ver Romer, 1996, cap. 5). Um deslocamento da curva LM implica uma variação da taxa de juros que, por sua vez, provoca uma variação da renda e do nível de emprego. A curva IS somente é deslocada à custa de uma variação nos gastos do governo (dada uma certa arrecadação), o que causa um aumento ou redução do déficit em relação ao PIB implicando uma variação da renda e do nível de emprego. É adotada a hipótese de que todas as demais variáveis que podem deslocar as curvas IS-LM, por exemplo, o aumento do consumo autônomo, somente podem ser alteradas no longo prazo.

Como a taxa de juro nominal e o déficit público/PIB são variáveis administradas, é importante, do ponto de vista econômico, saber como o desemprego se relacionou com elas, ao longo do tempo, no período em questão. Desta forma, será possível identificar os momentos em que a variabilidade do desemprego foi explicada, predominantemente, pelo juro e momentos em que foram as variações da política fiscal de gastos que mais influíram na variação da taxa de desemprego. Confrontando estas informações com o comportamento das variáveis administradas, taxa de juro nominal e déficit/PIB, pode-se expor as políticas de controle destas variáveis às avaliações qualitativas e quantitativas.

Seguindo os aspectos metodológicos apresentados anteriormente para sintonia das redes neurais, ajustou-se¹⁶ a topologia e os parâmetros da rede de forma a ela ser capaz de aproximar satisfatoriamente uma superfície, a partir do conjunto de pontos pertencentes à função, buscando um equilíbrio entre duas condições básicas:

- O comportamento da rede, quando comparado à variável explicada nos pontos de treinamento, deve obedecer a um determinado erro médio quadrático mínimo estipulado como aceitável;
- Sucessivos treinamentos da rede sintonizada devem resultar em um conjunto de estimativas para as derivadas parciais, nos pontos de treinamento, que possuam distribuições de frequência unimodais e o mais leptocúrticas possíveis, permitindo que obtenha o melhor valor esperado para as derivadas da função com **relativa significância**.¹⁷

Uma vez sintonizada a rede, foram coletados dados oriundos de **dez treinamentos**¹⁸ aleatórios. A Figura 5 mostra o comportamento médio da rede em relação à variável explicada quando estimulada pelas devidas variáveis explicativas. Percebe-se que as flutu-

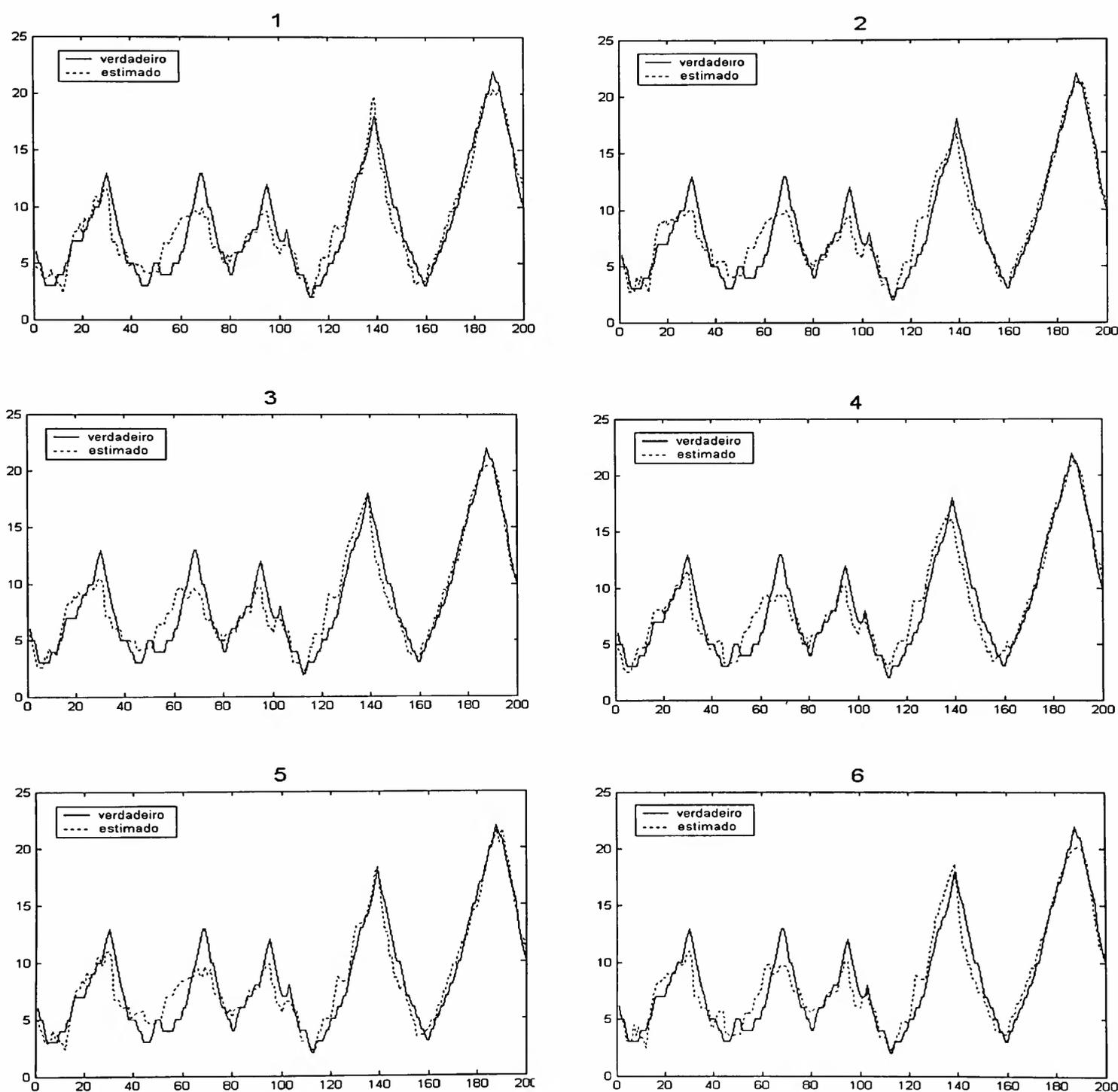
16 A sintonia da rede foi alcançada com uma rede neural MLP com uma única camada escondida de 5 neurônios. A função de ativação da camada escondida foi a tangente-sigmóide, e a da camada de saída foi a puramente linear. O erro médio quadrático admitido para a aproximação da função nos pontos de treinamento foi menor que 2%, com ponto de parada em, no máximo, 500 iterações. As variáveis foram normalizadas para o intervalo [-1,1] por uma transformação linear, cujo impacto nas derivadas foi restabelecido após o treinamento.

17 Só é possível conhecer a significância do resultado conhecendo a forma de distribuição dos dados. Valores aproximados podem ser obtidos supondo que os dados obedecem a certas distribuições conhecidas.

18 Devido ao caráter apenas ilustrativo desta análise, foram coletados dados de poucas amostras (dez), mas que são suficientes para expor as idéias discutidas no texto. Do ponto de vista estatístico, as amostras devem ser em quantidade suficiente para serem representativas da população. Muitas vezes esta quantidade é um fator derivado de conhecimentos tácitos acumulados no processo de busca da sintonia da rede neural para cada problema em questão.

ações deste comportamento são mínimas, resultando em uma pequena variância para o conjunto de dados. De certa forma, este resultado já era esperado, visto que os pontos do gráfico são os mesmos utilizados no treinamento, que atuam como âncoras no processo de aproximação da função.

Figura 5
Amostras do Comportamento da Rede Neural em Relação à Variável
Explicada, a Partir de Dados Oriundos de Sucessivos
Treinamentos da Rede Neural Sintonizada



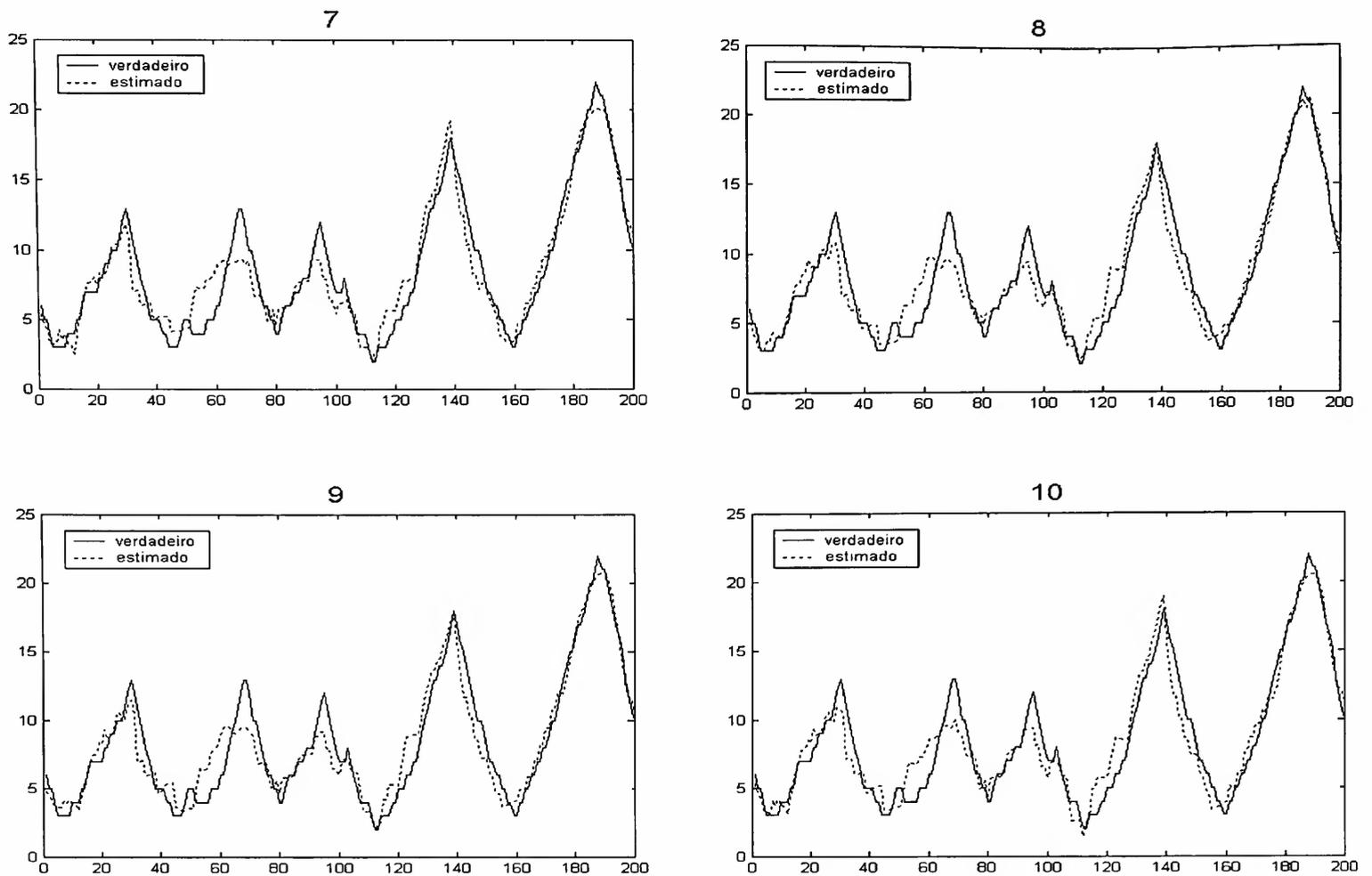
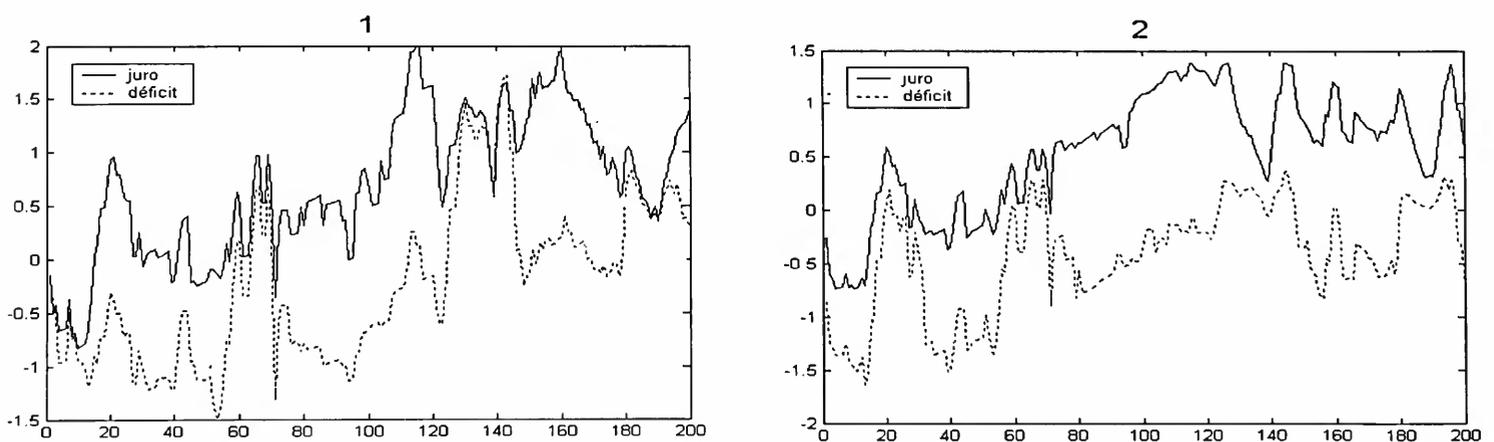
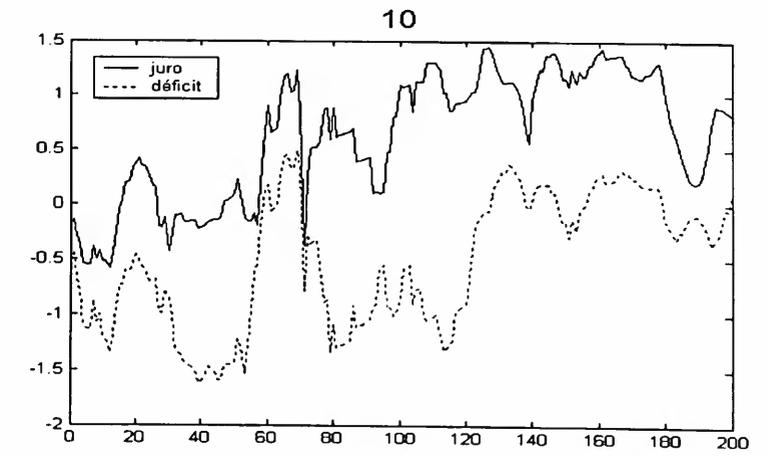
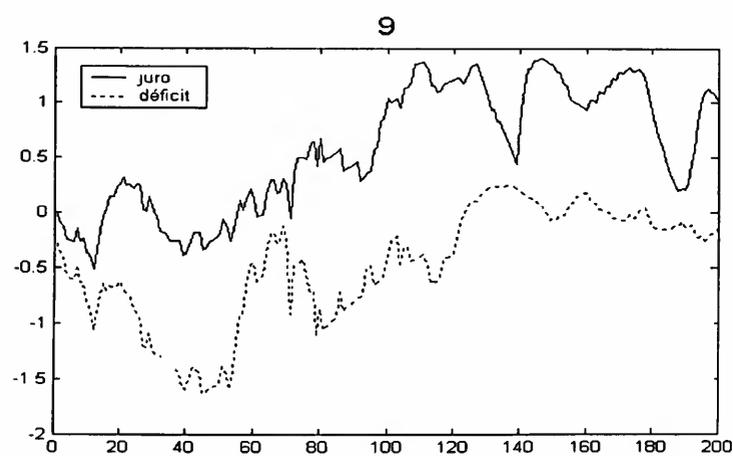
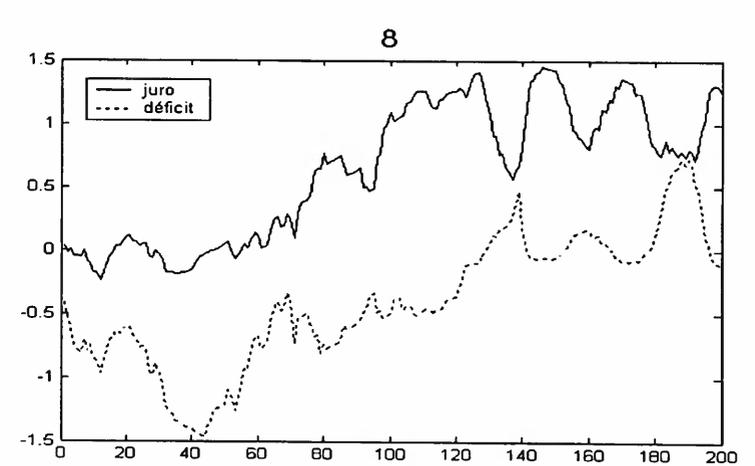
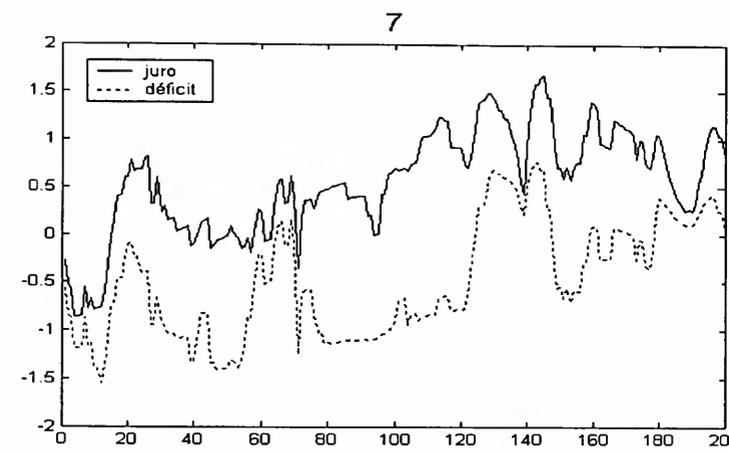
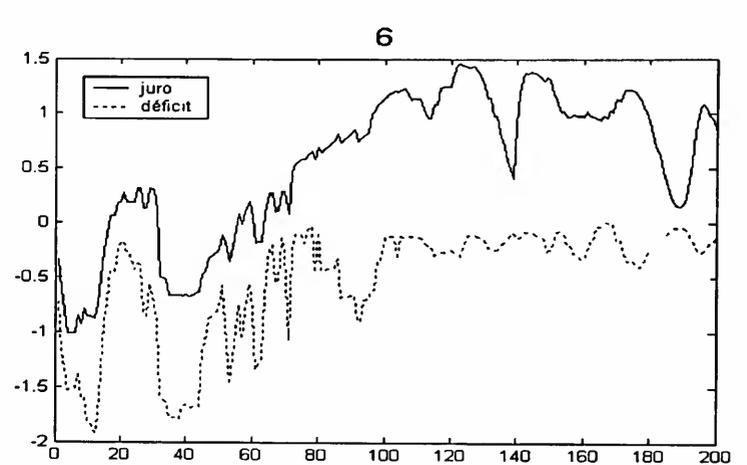
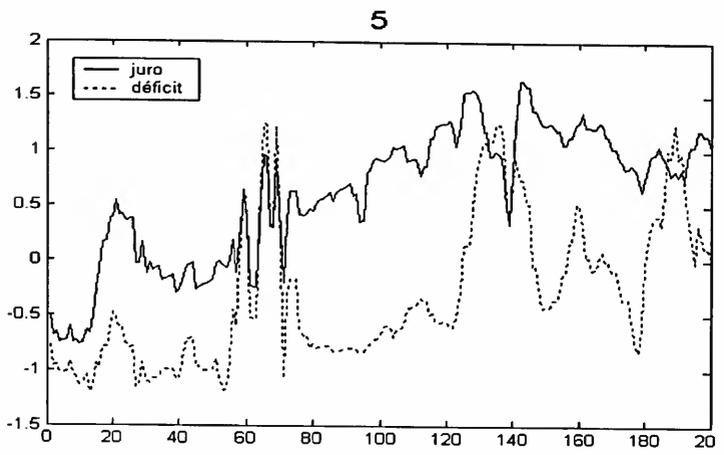
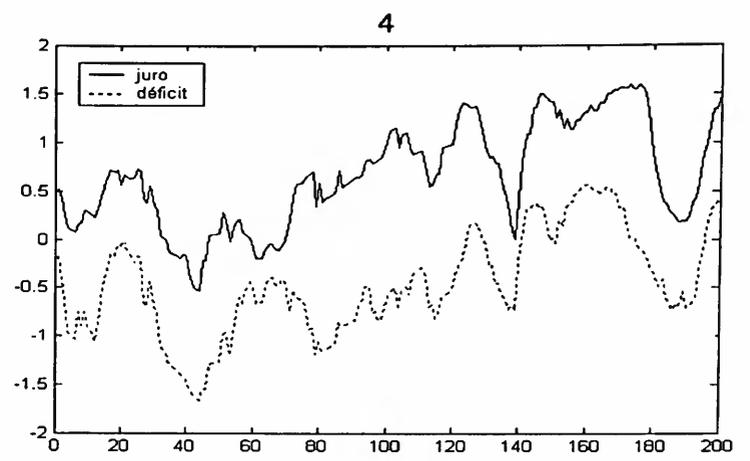
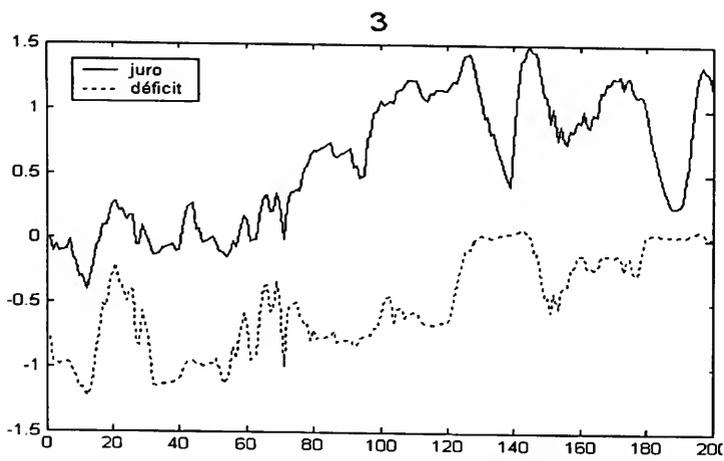


Figura 6

Amostras de Derivadas Parciais Estimadas por Métodos Numéricos, a Partir de Dados Oriundos de Sucessivos Treinamentos da Rede Neural Sintonizada

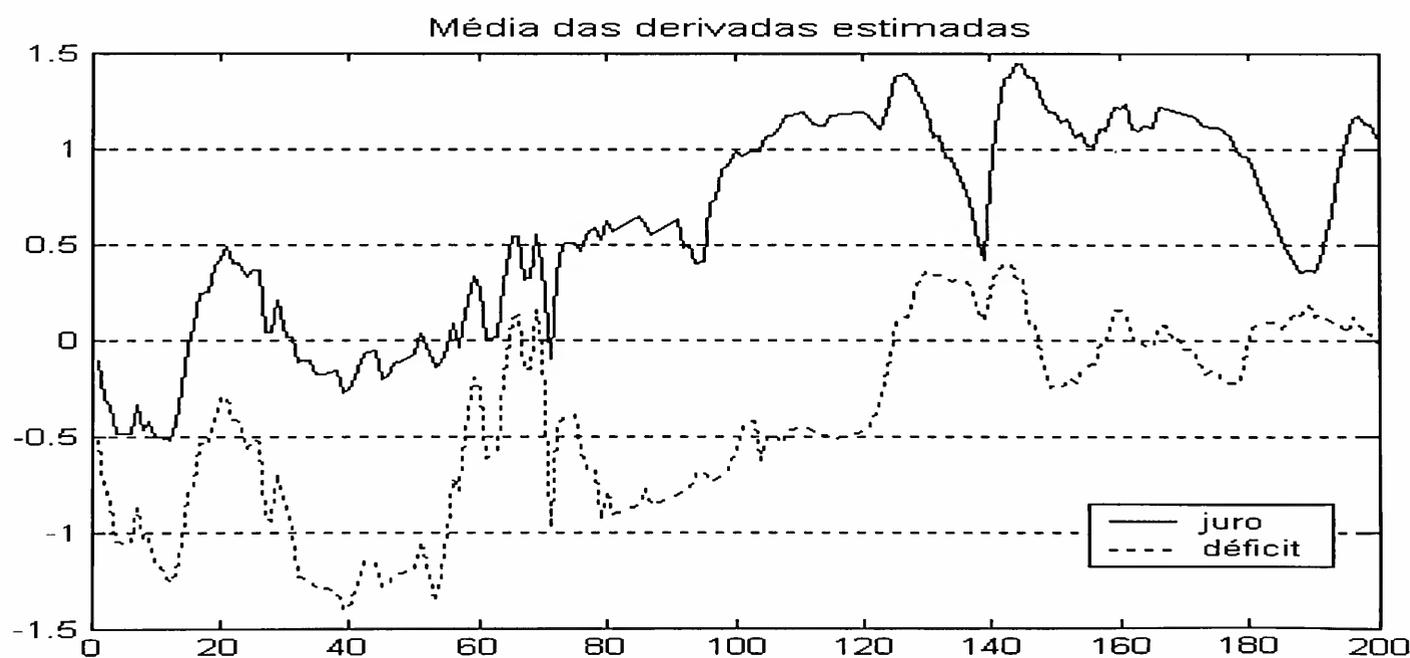




Entretanto, o mesmo já não se pode dizer das estimativas das derivadas parciais da função. Suas flutuações são bem mais significativas, apesar de apresentarem tendências parecidas, conforme mostrado na Figura 6. Esta maior variância é decorrente da liberdade oferecida à rede neural nos pontos distintos daqueles usados no treinamento, que incluem as vizinhanças destes pontos, utilizadas no método numérico para estimar as derivadas parciais da função. Observando a Figura 6, fica claro a importância de se buscar uma medida de tendência central, dentre as amostras coletadas, a fim de que se possa expressar com maior representatividade os resultados alcançados.

Do ponto de vista econômico, as derivadas parciais da função aproximada representam suas sensibilidades, tanto da taxa de juro nominal quanto do déficit público/PIB em relação ao desemprego, cujas estimativas médias são mostradas na Figura 7, onde a média aritmética foi a medida de tendência central utilizada. Estas sensibilidades refletem as variações absolutas da variável explicada em função das variações, também absolutas, das variáveis explicativas. Pode-se perceber que, sendo grandezas absolutas, se não houver uniformidade nos valores definidos para as escalas das variáveis envolvidas, a interpretação gráfica dos resultados pode ser distorcida, já que as sensibilidades apuradas são influenciadas por estes valores.

Figura 7
Derivadas Médias do Desemprego em Relação
à Taxa de Juro e ao Déficit Público Relativo ao PIB



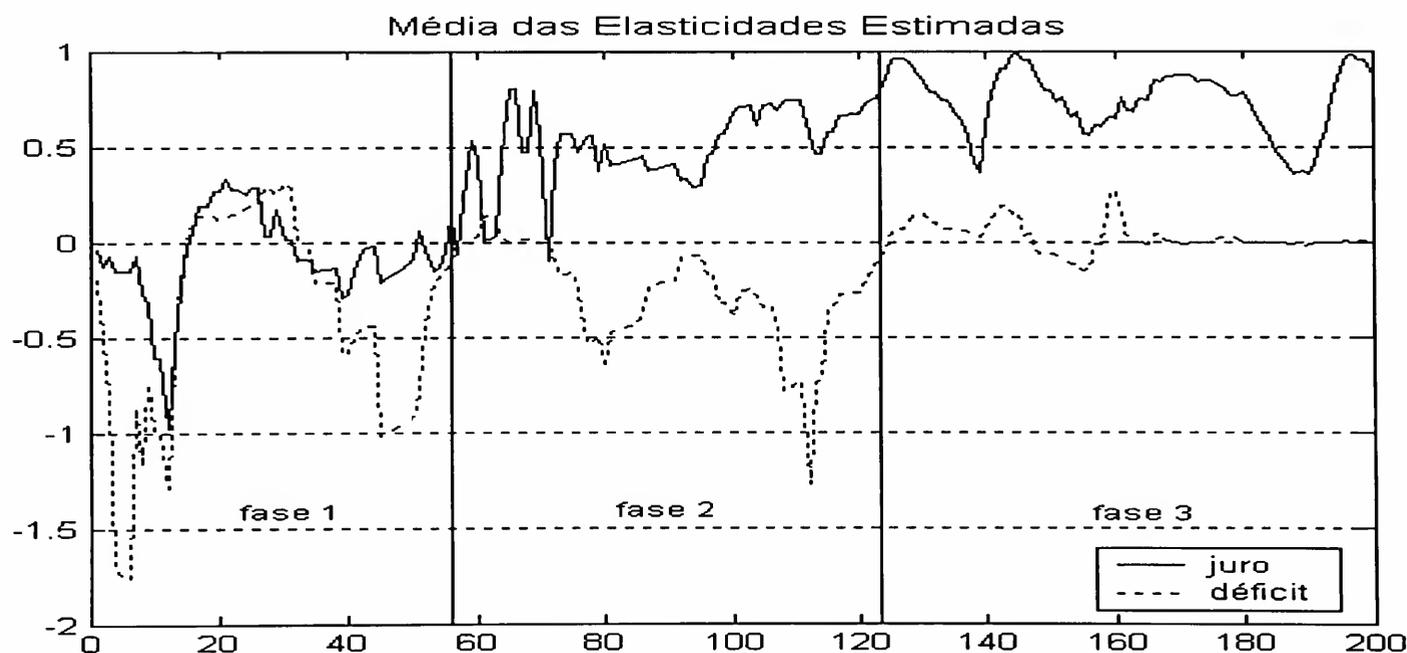
Como esta uniformidade nem sempre é possível, devido a uma eventual diversidade das variáveis envolvidas, para que se possa fazer interpretações gráficas consistentes, in-

dependentemente das escalas, é preciso tornar relativas as medidas de sensibilidade. Este conceito de sensibilidade relativa é conhecido como coeficiente de elasticidade, expresso pela razão entre a variação porcentual da variável explicada e a variação, também porcentual, de uma variável explicativa. A equação 3, mostrada a seguir e adaptada de Gujarati (2000, p. 159), define as elasticidades pontuais de uma função de múltiplas variáveis:

$$\varepsilon_i = \frac{\partial f}{\partial x_i}(a) \cdot \frac{x_i}{f}(a). \quad (3)$$

Partindo das derivadas parciais nos pontos de treinamento, estimadas anteriormente, pode-se obter estimativas para as elasticidades desemprego-juro e desemprego-déficit nestes pontos. A Figura 8 ilustra os resultados, onde se percebe que no início do período em questão, fase 1, o desemprego foi, quase sempre, mais elástico em relação à variável fiscal do que em relação à variável monetária (taxa de juro), devido ao maior valor absoluto de suas elasticidades. Isto sugere que uma eventual política de redução do desemprego seria mais efetiva se feita por meio dos gastos públicos, relativo ao PIB, neste período.

Figura 8
Elasticidades Médias do Desemprego em Relação à Taxa de Juro e ao Déficit Público Relativo ao PIB



A partir da fase 2 esta situação começa a ser alterada. A elasticidade desemprego-juro cresce, fazendo com que as variações do desemprego sejam explicadas, equilibradamente, pelas variações tanto da taxa de juro nominal quanto do déficit público. Neste período

pode-se inferir que as duas variáveis administradas foram eficazes para provocar alterações no nível de emprego. Na fase 3 a situação claramente se inverte. A elasticidade de desemprego-déficit se reduz significativamente, fazendo da taxa de juro nominal o principal instrumento responsável pelas variações do desemprego.

Resumindo, conhecer a elasticidade significa conhecer em que sentido uma variável econômica influencia e quanto explica a outra. No limite, uma elasticidade nula significa nenhuma influência. No final da fase 3 tivemos uma situação próxima a isto, onde a elasticidade da variável fiscal flutuou bem próximo da nulidade.

4 Conclusões

Neste artigo procurou-se expor os benefícios e as limitações das redes neurais na estimativa de elasticidades de funções econômicas. A primeira questão que precisou ser investigada foi a viabilidade desta ferramenta computacional para efetuar estas estimativas, procurando avaliar se as aproximações decorrentes do modelo eram suficientemente fiéis para permitir que, numericamente, se pudesse estimar as derivadas parciais da função aproximada. Como a resposta exigia que se soubesse o verdadeiro valor das derivadas parciais, para efeito de comparação, realizou-se um teste de avaliação. Partindo de uma expressão analítica qualquer estabelecida, geraram-se pontos, seqüenciados no tempo, para serem usados no treinamento da rede neural a fim de se aproximar a respectiva função e suas derivadas. O resultado, mediante a comparação entre as derivadas estimadas e as verdadeiras, foi sugestivo de que as redes neurais podem aproximar funções satisfatoriamente, apesar das limitações assinaladas.

Uma característica que é importante ressaltar é que cada vez que se treina uma rede neural utilizando-se os mesmos dados e parâmetros, obtêm-se valores diferentes como resposta para a superfície da função que se busca conhecer e, conseqüentemente, suas derivadas parciais. Esta flutuação das respostas para as estimativas das derivadas, que se verificou obedecer a uma distribuição de frequência quase-normal quando a rede está bem ajustada, é um ponto chave a ser considerado no equacionamento do problema. A sintonia da rede deve buscar a minimização destas flutuações, observando a distribuição de frequência em cada ponto do treinamento. Quanto mais leptocúrtica a distribuição, mais estável é o comportamento da rede.

Outro ponto importante é o erro médio quadrático do ajuste em relação aos pontos de treinamento. De nada adianta ter estimativas bem regulares para as derivadas parciais da função se a rede neural aproximar mal a variável explicada. E a única informação que se

tem para quantificar este erro é a resposta da rede neural nos pontos usados no seu treinamento, já que neles se conhece o valor verdadeiro da variável explicada. A diferença entre a resposta da rede e o alvo (variável explicada) é o erro do ajuste. A sintonia deve atender ao nível de erro estabelecido como aceitável para o problema.

Vale ressaltar que o modelo neural não oferece regras firmes e seguras para se chegar à melhor resposta para o problema. A solução que ela apresenta é resultado de uma busca aleatória, num espaço infinito de possibilidade, por meio de um processo essencialmente de tentativa e erro. Também é preciso frisar que não é possível extrair da observação dos parâmetros da rede sintonizada qualquer característica da relação de interdependência entre as variáveis explicativas e a explicada. As informações ali contidas são exclusivamente computacionais.

Quanto às limitações do modelo, a principal delas é que não há parâmetros objetivos para se avaliar a qualidade dos resultados alcançados pelas redes neurais. Basicamente, o que se pode inferir, com base nos experimentos, é que as respostas podem ser estimativas coerentes, mas que precisam ser avaliadas por um conhecedor do problema para que possam ganhar relevância.

Assim como qualquer outro instrumento aproximativo, não se pode extrair das redes neurais informações que sejam a expressão da verdade. Mas elas podem, sim, responder satisfatoriamente de modo a permitir a obtenção de informações relevantes para o esclarecimento de fenômenos econômicos. Além do mais, se considerarmos que muitos destes fenômenos são de grande complexidade analítica, e que o esforço demandado pelas redes neurais para o equacionamento da solução é majoritariamente computacional, as informações por elas geradas ganham importância, se não para concluir, mas para a levantar novas hipóteses ou acumular evidências numa ou noutra direção.

Existem trabalhos futuros correlacionados, tanto na área econômica quanto na computacional, que se pretende realizar. Na economia, seria oportuno aplicar os aspectos metodológicos aqui apresentados a problemas econômicos reais, confrontando as soluções alcançadas com outros estudos e métodos conhecidos, especialmente envolvendo funções com variáveis defasadas e funções de transferências tradicionais das análises de séries temporais. Na área da computação, há espaço para perseguir um aprimoramento do modelo neural, definindo novos parâmetros ou topologias, a fim de se melhorar os resultados das redes neurais na aproximação de funções, fazendo de suas respectivas derivadas uma importante condição de contorno para o equacionamento do problema.

Referências bibliográficas

- Braga, A. P.; Carvalho, A. P. L. F.; Ludermir, T. B. *Fundamentos de redes neurais artificiais*. 11^a Escola de Computação, 1998.
- Diaz, M. D. M.; Araújo, L. J. S. Aplicação de redes neurais à economia: demanda por moeda no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 271-297, abr./jun. 1998.
- Fernandes, L. G. L.; Portugal, M. S.; Navaux, P. O. A. *O problema da escolha da topologia da rede neural na previsão de séries de tempo*. III SBRN, 1996.
- Gujarati, D. N. *Econometria básica*. 3^a Edição. Makron, 2000.
- Hykin, S. S. *Redes neurais - princípios e prática*. Bookman, 2000.
- Lima, E. L. *Curso de análise*. Volumes 1 e 2. Instituto de Matemática Pura e Aplicada, 1995.
- Romer, D. *Advanced macroeconomics*. New York: McGraw-Hill, 1996.
- Silva, A. B. M.; Portugal, M. S.; Chechin, A. L. Redes neurais artificiais e análise de sensibilidade: uma aplicação à demanda de importações brasileira. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 5, n. 4, p. 645-693, set./dez. 2001.
- Zurada, J. M. *Introduction to artificial neural systems*. West Publishing Company, 1992.

Apreçamento de opções de IDI usando distribuições hiperbólicas generalizadas*

José Santiago Fajardo Barbachan[§]

José Renato Haas Ornelas[□]

RESUMO

Este trabalho propõe uma metodologia para precificar a opção de IDI da BM&F utilizando um modelo que considera que o retorno do preço a termo do IDI segue uma distribuição Hiperbólica Generalizada (HG), e assim é derivada uma fórmula de apreçamento similar à de Black (1976). Também é feita uma estimação dos parâmetros deste modelo e chega-se à conclusão de que a HG se adequa melhor aos dados brasileiros do que à Normal. Finalmente, foram calculados os prêmios teóricos das opções para o modelo de Black com distribuição Normal Inversa Gaussiana (N.I.G.), e com distribuição Normal.

Palavras-chave: apreçamento de opções, distribuições hiperbólicas generalizadas, taxas de juros.

ABSTRACT

This paper proposes an option price model for the Brazilian IDI option of BM&F. The model considers that the forward price's return of the IDI follows a Generalized Hyperbolic (GH) distribution, and then is obtained an option pricing formula similar to Black (1976) formula. It is also done a parameter estimation of the model, and the conclusion is that the GH distribution has a better fit than the Normal distribution. Finally, the premium of the options were calculated with the Black model using a Normal Inverse Gaussian (NIG) distribution and a Normal distribution.

Key words: option pricing, generalized hyperbolic distributions, interest rates.

JEL classification: C52, G10.

* Agradecemos a Aquiles Farias pelo suporte computacional. As opiniões expressas neste artigo são exclusivamente dos autores e não refletem necessariamente a visão do Banco Central do Brasil.

§ Ibmecc Business School. E-mail: pepe@ibmeccrj.br

□ Banco Central do Brasil. E-mail: jrenato.ornelas@bcb.gov.br.

Recebido em outubro de 2002. Aceito em abril de 2003.

1 Introdução

O apreçamento de opções sobre ativos-objetos que dependem da taxa de juros possui uma vasta literatura, especialmente opções sobre títulos de renda fixa (veja Hull, 2000). O preço dessas opções reflete a expectativa do comportamento futuro da parte da estrutura a termo da taxa de juros entre o vencimento da opção e o vencimento do título.

Entretanto, as opções de I.D.I. (Índice de Depósitos Interfinanceiros) da BM&F possuem uma peculiaridade: elas refletem o comportamento da taxa de juros do dia da negociação até o vencimento da opção. Isso faz com que os modelos para de opções sobre títulos precisem ser adaptados para a realidade brasileira, como fizeram Vieira Neto e Pereira (2000), adaptando o modelo de Vasicek (1977) e Jamshidian (1989), Silva (1997), que usa o modelo de Black, Derman e Toy (1990), e Fajardo e Ornelas (2003) que utilizam o modelo C.I.R. (Cox, Ingersoll e Ross, 1985).

Entretanto, o modelo mais utilizado no mercado brasileiro é uma adaptação do modelo de Black (1976) para as opções de IDI. O modelo de Black foi desenvolvido originalmente para opções sobre contratos futuros ou preços a termo, mas também pode ser utilizado para opções sobre títulos, considerando o ativo-objeto como sendo o preço a termo do título. Uma adaptação similar é feita para o caso do IDI: utiliza-se o preço a termo do IDI como sendo o preço futuro na equação de apreçamento de opções de Black. Este enfoque, apesar de ser de fácil implementação, tem inconsistências teóricas, dentre as quais a de admitir taxas de juros nominais negativas.

O modelo de Black utiliza uma distribuição Normal para descrever o retorno do ativo-objeto, no caso o preço a termo. A proposta deste trabalho é substituir a distribuição Normal por uma distribuição Hiperbólica Generalizada (HG). Este tipo de troca é aconselhada em Raible (2000), em um estudo sobre retornos de títulos do governo alemão. O objetivo é desenvolver uma fórmula fechada para apreçamento de opções sobre IDI, supondo que o retorno do preço a termo do IDI segue uma distribuição HG. Desta forma, estaríamos propondo um modelo bastante parecido com o que é utilizado pelo mercado atualmente, mudando apenas a distribuição de probabilidade utilizada, tentando se adequar melhor aos dados brasileiros. Entretanto, este modelo tem novamente a inconsistência teórica de admitir taxas de juros nominais negativas.

Este trabalho terá a seguinte estrutura: na seção 2 será feita uma revisão bibliográfica com o referencial teórico de apreçamento de opções e das distribuições HG; na seção 3 será descrito o modelo proposto e na seção 4 a fórmula para a opção será derivada; a seção 5 terá uma implementação prática do modelo; e na seção 6 temos as conclusões.

2 Referencial teórico

2.1 Avaliação neutra ao risco

A metodologia de avaliação neutra ao risco é amplamente utilizada para avaliar o prêmio de uma opção, e o modelo de Black e Scholes (B&S) (1973), que utiliza deste tipo de avaliação é, sem dúvida, o mais utilizado para precificar opções sobre ações. Esta metodologia considera como dados os preços de um conjunto de ativos primários, assim como sua evolução estocástica, para então precificar um conjunto de ativos secundários. O apreçamento dos ativos secundários se faz pela construção de uma carteira composta por ativos primários, dinamicamente rebalanceada no tempo, de tal modo que o fluxo de caixa e o valor dessa carteira replicam o fluxo de caixa e o valor do ativo secundário. Assim, temos um mundo neutro ao risco, dentro do qual precificaremos as opções.

Para avaliar o preço de uma opção de compra de um título pré-fixado e outros tipos de opções sobre taxas de juros utiliza-se também a precificação livre de arbitragem. Normalmente os modelos para apreçamento de derivativos sobre taxas de juros se baseiam num processo estocástico para a taxa de juros de curto prazo (r) num mundo neutro ao risco. Um grande número de modelos considera apenas uma variável ou fator estocástico e, por isso, são chamados de modelos de um fator. O fator no caso seria a taxa de juros de curto prazo. Existem também os modelos de 2, 3, n fatores, onde se procura explicar o comportamento da taxa de juros em função não só do nível atual da taxa de juros de curto prazo, mas também das características da estrutura a termo da taxa de juros (inclinação, curvatura etc). Os modelos de um fator usualmente possuem a seguinte forma para o processo para r :

$$dr_t = m(r)dt + s(r)dW_t \quad (2.1)$$

onde: r_t é a taxa de juros de curto prazo; $m(r)$ é chamado de tendência (*drift*); $s(r)$ é chamado de difusão; t é o tempo e W_t é o processo de Wiener.

A função $m(r)$ pode representar um fato estilizado do comportamento das taxas de juros de curto prazo, que é a chamada reversão à média de longo prazo. Isto significa que se a taxa de curto prazo está acima da média de longo prazo, a sua tendência é de queda. Se estiver abaixo da média de longo prazo, a tendência é de alta. O primeiro artigo a propor comportamento de reversão à média foi Vasicek (1977), que considerou que a taxa de juros *spot* segue um processo do tipo:

$$dr_t = \beta (\alpha - r_t)dt + \sigma dW_t \quad (2.2)$$

onde α , β e σ são constantes positivas.

Portanto, o primeiro termo do lado direito da equação mostra que r deve orbitar em torno de α , que deve ser considerado como a taxa de juros de longo prazo. β será a velocidade com que essa reversão deve ocorrer. Então, se $r - \alpha > 0$, o primeiro termo vai forçar a taxa de juros de curto prazo r a cair, e vice-versa. Quanto maior for β , maior será a velocidade da queda ou da alta. Se $r = \alpha$, o primeiro termo desaparece, estando apenas o segundo termo, que é estocástico e normalmente distribuído. σ é a volatilidade instantânea da taxa de juros.

Vasicek obteve então uma expressão analítica para o preço de um título pré-fixado baseado no processo acima. Mais tarde, Jamshidian (1989) desenvolveu uma fórmula de apreçamento de opções européias sobre títulos pré-fixados usando o modelo de Vasicek. Um dos problemas do modelo de Vasicek é que as taxas de juros nominais podem se tornar negativas. Outro problema é que a volatilidade da taxa de juros é constante, o que não acontece nos dados reais. Vieira Neto e Pereira (2000) desenvolveram uma fórmula fechada para a avaliação de opções sobre IDI supondo que a taxa de juros de curto prazo segue esse processo de reversão à média de Vasicek.

Para tentar resolver o problema das taxas de juros nominais negativas, Cox, Ingersoll e Ross (1985) criaram um modelo conhecido como CIR, onde o termo estocástico aparece multiplicado por \sqrt{r} . Dessa forma, quando a taxa de juros cresce, sua variância também sobe, e vice-versa. O processo, que também apresenta reversão à média, é o seguinte:

$$dr_t = \beta (\alpha - r_t)dt + \sqrt{r_t}\sigma dW_t \quad (2.3)$$

Uma restrição se aplica aos parâmetros, para que as taxas de juros sejam não-negativas. É necessário, então, que: $2\alpha\beta \geq \sigma^2$

Cox, Ingersoll e Ross também desenvolveram uma fórmula para precificar títulos pré-fixados e opções sobre títulos pré-fixados. Ornelas e Fajardo (2002) utilizam o modelo C.I.R. para desenvolver um fórmula fechada para a opção de IDI da BM&F

Um outro modelo, mais geral do que os anteriores, foi desenvolvido por Chan, Karolyi, Longstaff e Sanders (1992), e é conhecido como modelo CKLS. Ele também possui

reversão à média, e permite que a volatilidade da taxa de juros dependa de uma potência γ da própria taxa de juros. A equação seria a seguinte:

$$dr_t = \beta (\alpha - r_t) dt + r_t^\gamma \sigma dW_t \quad (2.4)$$

Note que os modelos de Vasicek e CIR são casos particulares do CKLS. Outros três modelos também podem ser considerados casos particulares do CKLS: Dothan, Brennan-Schwartz e Constantinides-Ingersoll. Os modelos de Dothan (1978) e Constantinides-Ingersoll (1984) não possuem reversão à média, mas têm a volatilidade aumentando junto com o nível da taxa de juros. Já o de Brennan-Schwartz (1980) possui reversão à média, e se distingue do CIR apenas pelo $\gamma = 1$ ao invés do 0,5 do CIR. A vantagem do CIR está na possibilidade de encontrar uma fórmula fechada para a opção. Entretanto, no trabalho de Chan *et alii* (1992) os modelos com $\gamma = 1$ se mostraram superiores aos com $\gamma = 1$, por meio de análises com dados reais de notas do Tesouro Americano de um mês, no período de 1964 a 1989.

Os modelos mostrados anteriormente apresentam um problema: a estrutura a termo das taxas de juros por eles gerada não se ajusta automaticamente à estrutura a termo vigente no mercado real. Para resolver esse problema surgiram os chamados modelos de não-arbitragem. Neles, as funções m e s passam a depender também do tempo, além de depender da taxa de juros de curto prazo r . As funções m e s são escolhidas de modo a ajustar os parâmetros do modelo à atual estrutura a termo. O modelo mais geral desta categoria é o HJM (Heath, Jarrow e Morton, 1992). Outros modelos bastante conhecidos são casos particulares do HJM: o de Ho-Lee (1986), Hull-White (1990) e BDT (Black, Derman e Toy, 1990).

O modelo de Ho-Lee foi o pioneiro, mas não possui reversão à média, apesar de permitir uma fórmula fechada para o preço da opção. Já o modelo Hull-White (1990) incorpora a reversão à média, sendo, na verdade, uma extensão do modelo de Vasicek, onde o termo de *drift* passa a ser uma função do tempo, e assim se ajusta à estrutura a termo vigente no mercado. Este modelo, portanto, permite taxas de juros negativas. Para as opções de IDI, o trabalho de Gluckstern, Francisco e Eid Jr. (2002) implementa o modelo de Hull-White (1990) utilizando a fórmula adaptada para o IDI de Vieira Neto e Pereira (2000).

O modelo BDT evita as taxas de juros negativas, mas, em contrapartida, não possui uma fórmula fechada, sendo necessário o uso de árvores binomiais ou trinomiais (ver Hull e White, 1996) para se chegar ao preço da opção. Para precificar a opção de IDI, o trabalho de Silva (1997) implementa o modelo BDT.

Apesar de toda a sofisticação teórica dos modelos apresentados anteriormente, o modelo que é mais utilizado no mercado brasileiro de opções de IDI é o modelo de Black (1976), que se destina a opções sobre futuros, mas também é bastante utilizado para a avaliação de opções sobre títulos pré-fixados. Trata-se de uma variação do modelo de Black e Scholes (1973), com o ativo objeto sendo um contrato futuro ao invés de ativo a vista.

Para utilizar o modelo de Black em opções sobre títulos usa-se o preço a termo do título no lugar do preço do contrato futuro. Ele não possui a chamada reversão à média, e a volatilidade do ativo-objeto é considerada constante. Só que no caso de títulos pré-fixados, quanto maior o tempo até o vencimento, maior a volatilidade. Somente no caso de a vida da opção ser muito curta em relação à vida do título-objeto é que poderíamos supor uma volatilidade relativamente constante durante a vida da opção, sendo também um problema o fato de ele admitir taxas de juros nominais negativas.

Para a opção de IDI, o mercado brasileiro costuma utilizar o modelo de Black usando como ativo objeto o IDI corrigido pela taxa de juros esperada (DI Futuro) até a data do vencimento da opção, ou seja, cria-se um preço a termo do IDI. O problema da volatilidade decrescente geralmente é amenizado por meio da utilização de uma volatilidade "média" (ver, por exemplo, o Apêndice IV de Ornelas, 2002):

$$\bar{\sigma}^2 = \sigma^2 (T - t)^2 / 3 \quad (2.5)$$

onde $\bar{\sigma}^2$ é a volatilidade média de um título com prazo de vencimento de uma unidade de tempo.

Então, a fórmula para uma opção de compra sobre IDI na data t seria:

$$C(t) = IDI_t N(d_1) - EP_{t,T} N(d_2) \quad (2.6)$$

$$d_1 = \frac{\log(IDI_t / EP_{t,T}) + \frac{\sigma^2 (T - t)^3}{6}}{\sigma^2 \sqrt{(T - t)^3 / 3}} \quad \text{e} \quad d_2 = \frac{\log(IDI_t / EP_{t,T}) + \frac{\sigma^2 (T - t)^3}{6}}{\sigma^2 \sqrt{(T - t)^3 / 3}}$$

onde: $P_{t,T}$ é o preço em t de um título pré-fixado com vencimento em T , E é o preço de exercício, IDI_t é o valor do IDI em t e σ é a volatilidade de um título pré-fixado de prazo unitário.

Note que a volatilidade usada é a de um título pré-fixado de maturidade unitária, ou seja, de maturidade igual a uma unidade de tempo. Se estamos medindo o tempo em anos, seria a volatilidade de um título de um ano. Este modelo é o mais utilizado no mercado brasileiro atualmente, apesar das inconsistências teóricas.

2.2 Modelos com processos de Lévy

Os modelos descritos nos itens anteriores tinham sempre como base o processo de Wiener, que é um tipo particular de processo de Lévy, gerado por uma distribuição Normal. Mas nem sempre estas distribuições são as mais adequadas para modelar os ativos financeiros. Rydberg (1997) enumera vários fatos estilizados dos dados financeiros nos quais as distribuições escolhidas devem espelhar. Dentre eles estão as chamadas caudas grossas e a assimetria negativa.

As caudas grossas dizem respeito ao fato de as distribuições do mundo real apresentarem, em geral, caudas mais grossas do que a distribuição Normal. Isto significa que as probabilidades de ocorrerem retornos exagerados, positivos ou negativos, são mais comuns no mundo real do que na distribuição Normal.

O outro fato é que as distribuições do mundo real, em especial ações, possuem uma assimetria levemente negativa. A explicação seria que os agentes reagem a informações negativas com mais vigor do que a informações positivas.

O artigo de Barndorff-Nielsen (1977) foi o primeiro a utilizar a chamada distribuição Hiperbólica (uma subclasse da HG), só que no campo da Física - para representar a distribuição do tamanho de grãos de areia trazidos pelo vento. Eberlein e Keller (1995) introduziram as distribuições Hiperbólicas em finanças para tentar representar os fatos estilizados que a distribuição Normal não conseguia.

A distribuição Hiperbólica Generalizada é definida pela seguinte densidade:

$$HG(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) = a(\lambda, \alpha, \beta, \delta) (\delta^2 + (x - \mu)^2)^{(\lambda - 0,5)/2} K_{\lambda - 1/2} \left(\alpha \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2} \right) e^{\beta(x - \mu)} \quad (2.7)$$

onde: K_x é a função de Bessel modificada e $a(\lambda, \alpha, \beta, \delta) = \frac{(\alpha^2 - \beta^2)^{\lambda/2}}{\sqrt{2\pi} \alpha^{\lambda-1/2} \delta^\lambda K_\lambda(\delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2})}$

Os parâmetros são números reais com as seguintes restrições (ver Prause, 1999):

$$\delta \geq 0, |\beta| < \alpha \text{ se } \lambda > 0$$

$$\delta > 0, |\beta| < \alpha \text{ se } \lambda = 0$$

$$\delta > 0, |\beta| \leq \alpha \text{ se } \lambda < 0$$

O parâmetro β determina a assimetria, e o parâmetro λ caracteriza certas subclasses, como veremos adiante. Já os parâmetros α e β juntos dão o formato da distribuição, enquanto μ é um parâmetro de localização, e δ um parâmetro de escala, comparável ao desvio padrão.

A função $a(\cdot)$ é introduzida para que a função de probabilidade acumulada da densidade definida em (2.7) tenha valores entre zero e um. Outras parametrizações são sugeridas para se conseguir invariância de escala e localização. Essas parametrizações invariantes de escala-localização são importantes quando queremos manter a forma da distribuição. A seguir, apresentam-se 3 destas parametrizações:

Segunda Parametrização: $\xi = \delta(\alpha^2 - \beta^2), \psi = \beta / \alpha$

Terceira Parametrização: $\xi = (1 + \xi)^{-1/2}, \kappa = \xi / \psi$

Quarta Parametrização: $\bar{\alpha} = \alpha\delta; \beta = \beta\delta$

A distribuição HG possui diversas subclasses, dentre elas a hiperbólica e a Normal Inversa Gaussiana (NIG). Para se ter a NIG, basta fazer $\lambda = -1/2$ e para a hiperbólica, $\lambda = 1$. Já a Normal é uma distribuição limite da HG, quando $\delta \leftarrow \infty$ e $\delta / \alpha \rightarrow \sigma^2$

A NIG possui uma propriedade especial: ela é fechada para convoluções. A convolução de distribuições NIG também é uma NIG:

$$NIG^{*t}(x; \alpha, \beta, \delta, \mu) = NIG(x; \alpha, \beta, t\delta, t\mu) \quad (2.8)$$

(a notação $*t$ significa a convolução t vezes da distribuição)

Esta propriedade torna o apreçamento de derivativos mais fácil, já que para o cálculo da esperança condicionada num mundo neutro ao risco é necessário calcular a convolução da distribuição. Já HG tem uma convolução, no caso geral, mais complicada:

$$HG^{*t}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) = \frac{e^{\beta x}}{M_0^t(\beta)} HG(x; \lambda, \alpha, 0, \delta, \mu) \quad (2.9)$$

onde M_n é a função geradora do momento n

O processo de Lévy exige que os incrementos sejam independentes e estacionários. Processos de Lévy gerados por distribuições Normais não admitem saltos (descontinuidades) nos preços. Já os processos de Lévy gerados por distribuições HG admitem saltos. Essa dinâmica de saltos é que, provavelmente, vai permitir que eles se adequem melhor a dados diários, como é o caso do IDI.

Ao se adequar melhor aos dados de retornos de ativos financeiros, as distribuições HG reduzem os problemas de adequação aos dados reais das fórmulas de apreçamento de opções baseadas em distribuições normais, como a de B&S. O fato do B&S não captar corretamente os retornos extremos, positivos e negativos, é um dos motivos do chamado "Sorriso" (*Smile*) de volatilidade, ou seja, as volatilidades implícitas nos preços de mercado das opções são maiores nas opções com preços de exercício muito alto ou muito baixo em relação ao preço a termo na data de vencimento da opção. Desta forma, o gráfico da volatilidade implícita x preço de exercício tem a forma de um sorriso. Eberlein, Keller e Prause (1998) fazem uma análise do "Sorriso" de volatilidade do modelo B&S com distribuição Normal e com distribuição Hiperbólica para dados de opções de ações alemãs e chegam à conclusão que apesar da Hiperbólica ter mostrado uma performance melhor do que o B&S em testes estatísticos, ela não resolve todos os problemas de apreçamento. Os autores argumentam que o sorriso de volatilidade possui um componente que é intrínseco ao mercado: opções fora ou dentro do dinheiro perdem a liquidez, tornando-se mais arriscadas e também mais caras.

Já o trabalho de Keller (1997) desenvolve uma fórmula para precificar opções sobre ações análogas à de B&S, só que fazendo uso de uma distribuição HG ao invés de uma Normal. Mais detalhes podem ser encontrados nas dissertações de doutorado de Prause (1999) e Raible (2000). Para modelos de taxas de juros, o trabalho de Eberlein e Raible (1999) faz uma generalização do modelo HJM, usando um processo de Lévy dirigido por uma distribuição Hiperbólica, ao invés de uma Normal, como no HJM original.

Em Raible (2000) é proposto um modelo um pouco mais geral, com um HJM generalizado com processo de Lévy dirigido por distribuição Hiperbólica Generalizada, da qual a Hiperbólica é um caso particular, como já vimos. Também em Raible (2000) é feito um teste empírico de um modelo HJM generalizado, só que dirigido por uma NIG. O teste, feito em cima de dados de títulos pré-fixados do governo alemão de 1985 a 1995 mostrou que a NIG possui um ajuste aos dados reais muito melhor do que a Normal. O autor sugere então que se troque o processo de Lévy dirigido pela Normal por um dirigido por uma HG, em especial uma NIG.

Para dados brasileiros, o trabalho de Fajardo, Schuschny e Silva (2001) estuda a aplicabilidade de modelos com processos de Lévy gerados por uma distribuição Hiperbólica para dados de ações brasileiras (Petrobrás, Telebrás e Ibovespa) para o período 1995 a 1998. Eles comparam a qualidade de ajuste da distribuição Hiperbólica com uma distribuição Normal e uma distribuição Pareto-Estável, e chegam à conclusão que a distribuição Hiperbólica gera um ajuste melhor que as outras.

Finalmente, o trabalho de Fajardo e Farias (2002) vai além das distribuições hiperbólicas, testando a qualidade de ajuste das distribuições Hiperbólica Generalizadas a dados de ações brasileiras de 1994 a 2001. É feita também uma comparação entre os resultados da HG com suas subclasses NIG e Hiperbólica. A conclusão é que a qualidade do ajuste aos dados das subclasses não é substancialmente pior do que a generalizada e, dependendo do objetivo, pode ser melhor usar as subclasses. A NIG seria adequada para o apreçamento de derivativos, dada a possibilidade de se calcular a sua convolução de maneira explícita. Já a Hiperbólica possui a vantagem de ser estimada de maneira extremamente rápida por precisar de menos avaliações da função Bessel modificada.

3 Modelo proposto

O modelo proposto terá um enfoque similar à adaptação do modelo de Black (1976) para opções de IDI, onde é usado o preço a termo do IDI como preço futuro na fórmula. Só que ao invés de supor que os retornos dos títulos pré-fixados seguem uma distribuição Normal, consideraremos que eles seguem uma distribuição Hiperbólica Generalizada.

O objetivo deste enfoque é conseguir uma adequação melhor aos dados brasileiros, conseguindo um apreçamento de opções mais eficiente, sem contudo mudar radicalmente o modelo utilizado pelo mercado. Portanto, este modelo também possui as deficiências teóricas do modelo de Black adaptado, como vimos na seção de referencial teórico.

Será utilizado neste modelo um regime de tempo contínuo. Considere-se um horizonte de tempo T , e um espaço de probabilidade (Ω, ζ, P) , onde Ω é o espaço amostral, ζ a sigma-algebra e P a medida de probabilidade. Considere-se também ζ_t um filtro crescente de ζ , com $0 \leq t \leq T$. Definiremos $A(t, w)$ como sendo uma conta remunerada pela taxa de juros de curto prazo, definida pelo seguinte processo:

$$dA(t, w) = r(t, w)A(t, w)dt \quad \text{com} \quad A(0, w) = 1 \quad (3.1)$$

onde $r(t, w)$ é a taxa de juros nominal de curto prazo, no caso brasileiro a taxa do CDI e $w \in \Omega$ o estado de natureza.

Quanto ao mercado do modelo, será considerado um mercado incompleto. A hipótese de mercado completo é muito forte, e não traz facilidades adicionais para a derivação da fórmula. Entretanto, para um mercado incompleto existem várias medidas martingales equivalentes, ao contrário do mercado completo, onde só existe uma. Por isso é necessário escolher uma destas medidas, como veremos mais adiante.

Neste modelo não será usada uma equação diferencial estocástica para modelar a taxa de juros de curto prazo r , mas sim uma expressão direta para a distribuição de preços dos títulos pré-fixados, como na equação a seguir:

$$p_{t,T}(r) = e^{-\int_t^T r(s) ds} \sim \text{Log - Hiperbólica Generalizada} \quad (3.2)$$

Este tipo de modelagem é parecido com a de Barndorff-Nielsen (1998), que modela diretamente o preço de uma ação, ao invés de usar uma equação diferencial para descrever o comportamento de uma ação. A equação usada por Barndorff-Nielsen, que é similar à solução da equação diferencial de B&S (1973), é a seguinte:

$$S_t = S_0 e^{X_t} \quad (3.3a)$$

onde S é o preço da ação, e X_t é um processo de Lévy gerado por uma distribuição NIG.

O retorno do ativo S , portanto, tem uma distribuição NIG, ao invés de uma distribuição Normal como em B&S. O modelo de B&S parte de uma equação diferencial como premissa para chegar a esse resultado. Já Barndorff-Nielsen usa (3.3a) como premissa, ou seja, assume como premissa o tipo de distribuição dos retornos do ativo.

O motivo de se utilizar este procedimento pode ser melhor entendido no trabalho de Eberlein, Keller e Prause (1998). Nele, os autores partem de uma equação diferencial estocástica similar à do modelo B&S, mas com o processo de Wiener sendo substituído por um processo de Lévy Hiperbólico:

$$dS_t = \mu S_{t-} dt + \sigma S_{t-} dX_t \quad (3.4)$$

onde S_{t-} significa o limite pela esquerda, e X_t aqui é um processo de Lévy Hiperbólico.

A solução desta equação pode ser encontrada pelo Lema de Itô ou pela solução de Doléans-Dade:

$$S_t = S_0 e^{\mu t + \sigma X_t} + \prod_{s \leq t} (1 + \sigma \Delta X_s) e^{-\sigma \Delta X_s} \quad (3.5)$$

onde $\Delta X_s = X_s - X_{s-}$ significa um pulo no tempo s , caso ele exista.

Ainda segundo Eberlein, Keller e Prause (1998), a equação (3.5) não é adequada para modelar o preço dos ativos, já que admite valores negativos para os preços. A solução seria truncar os pulos negativos de X . Mas são justamente estes pulos que geram as caudas mais grossas. Por causa disso, os autores propõem a seguinte equação de difusão:

$$dS_t = \mu S_{t-} dt + \sigma S_{t-} dX_t + S_t (e^{-\sigma \Delta X_t} - \sigma \Delta X_t - 1) \quad (3.6)$$

cuja solução, pelo Lema de Itô é:

$$S_t = S_0 e^{\mu t + \sigma X_t} \quad (3.7)$$

Dizemos, neste caso, que o preço S segue então um processo de Lévy exponencial. Note que a equação (3.7) é similar à equação proposta por Barndorff-Nielsen em (3.3a) e também à solução da equação diferencial do modelo de B&S. O que foi feito, na verdade, foi forçar que a solução da equação diferencial tenha um determinado formato. Optou-se, neste trabalho, pelo enfoque de Barndorff-Nielsen. Ou seja, a distribuição dos preços dos títulos pré-fixados será dada pela equação (3.2), como premissa. Vale lembrar que tanto o modelo HJM original quanto a sua versão para processos de Lévy mais gerais (Eberlein e Raible, 1996) também não usam uma equação diferencial para modelar a taxa de juros.

4 Derivação da fórmula

A equação (3.2) mostra que os retornos dos preços dos títulos pré-fixados possuem uma distribuição HG. Por meio de dados reais podemos estimar os parâmetros desta distribuição, que chamaremos de X :

$$X \equiv \ln(P_{t,T} / P_{t-\varepsilon,T}) \sim HG(\lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) \quad (4.1)$$

O preço a termo de A para o prazo T , avaliado em t ($t < T$), será expresso por $A(t, T)$. Ele pode ser escrito da seguinte forma:

$$A(t, T) = A(0) e^{\int_0^t r(s) ds} = A(t) / e^{-\int_0^t r(s) ds} = A(t) / P_{t,T} \quad (4.2)$$

Como $A(t)$ é uma constante se estamos no tempo t , o retorno de $A(t, T)$ passa a ser o retorno dos títulos com o sinal trocado. Chamemos de Y uma variável aleatória que representa o retorno do preço a termo do índice de IDI, $A(t, T)$, no período de t a T . Então:

$$Y \sim -X \quad (4.3)$$

Assim, estimando a equação (4.1) com dados reais conseguiríamos os parâmetros da equação (4.3). Uma vez dispendo da distribuição no mundo real, precisamos encontrar a distribuição num mundo neutro ao risco. Isso é feito por meio da chamada Transformada de Esscher (1932). O primeiro trabalho a propor o apreçamento de derivativos usando a Transformada de Esscher foi o de Gerber e Shiu (1994).

Como no modelo anterior, vamos supor que não existem oportunidades de arbitragem, e que, portanto, existe uma medida martingale equivalente Q_v . A Transformada de Esscher fornece uma medida martingale equivalente (ver Chan, 1999) para este modelo. Outras justificativas para a escolha desta medida martingale específica podem ser encontradas na chamada Teoria da Dualidade (ver Goll e Ruschendorf, 2000). Apesar de neste caso de processo de Lévy exponencial a medida martingale mínima não coincidir com a medida martingale dada pela Transformada de Esscher, ambas as medidas são muito próximas, segundo Prause (1999).

A transformada de Esscher tem um efeito similar ao Teorema de Girsanov do modelo anterior. Ela transforma a dinâmica dos preços do "mundo real" (Ω, ξ, ξ_p, Q_v) para a dinâmica dos preços num mundo neutro ao risco, da seguinte forma:

$$dQ_v = \frac{e^{vX_t}}{\tau \ln(M(v))} dP \quad (4.4)$$

A variável v é o chamado parâmetro de Esscher, M é a função geradora de momentos e $\tau = T - t$. O parâmetro v pode ser calculado por meio da resolução da seguinte equação, segundo Keller (1997):

$$\ln(1/P_{t,T}) = \ln\left(\frac{M(v+1)}{M(v)}\right) \quad (4.5)$$

Esta equação pode ser resolvida por algoritmos de resolução numérica de equações, como o *refined bracketing method* (ver Prause, 1999) ou por meio do método *downhill simplex* (ver Fajardo e Farias, 2002).

Dada a distribuição de X no mundo real (equação 4.1), a distribuição de X num mundo neutro ao risco Q_v seria então (ver Prause, 1999 ou Keller, 1997):

$$X \stackrel{Q}{\sim} HG^{*,v}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) = \frac{e^{vX}}{M'(v)} HG(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) \quad (4.6)$$

O *pay-off* de uma opção de IDI será o seguinte:

$$C(T) = \max\{0, A(T) - E\} \quad (4.7)$$

onde T é a data de vencimento da opção, E o preço de exercício, e C o preço da opção.

Da solução de Feynman-Kac, temos:

$$C(t) = E^Q \left[C(T) e^{-\int_t^T r(s) ds} \mid \xi_t \right] \quad (4.8)$$

Substituindo (4.7) em (4.8), e usando (4.2) temos:

$$\begin{aligned} C(t) &= E^Q \left[\max\{0, A(T) - E\} e^{-\int_t^T r(s) ds} \mid \xi_t \right] = \\ &= E^Q \left[\max\{0, A(t) e^{-X} \div P_{t,T} - E\} e^{-\int_t^T r(s) ds} \mid \xi_t \right] \end{aligned} \quad (4.9)$$

Fazendo a suposição de que o valor esperado dos retornos das taxas de juros de curto prazo r está embutido no preço de mercado de um título pré-fixado de mesmo prazo temos:

$$E^Q \left[e^{-\int_t^T r(s) ds} \middle| \xi_t \right] = P_{t,T} \quad (4.10)$$

Usando (4.10) em (4.9), temos:

$$E^Q \left[\max \{ 0, A(t)e^{-x} - EP_{t,T} \} \middle| \xi_t \right] \quad (4.11)$$

Usando (4.6) em (4.11) e resolvendo a esperança em Q :

$$\begin{aligned} C(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} \max \{ 0, A(t)e^{-x} - EP_{t,T} \} HG^{*t,v}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) dx = \\ &= \int_{-\infty}^{-\ln EP/A(t)} (A(t)e^{-x} - EP_{t,T}) HG^{*t,v}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) dx \end{aligned} \quad (4.12)$$

E usando (4.5) e definindo $h = \ln EP/A(t)$ para simplificar a notação, obtemos:

$$\begin{aligned} C(t) &= \int_{-\infty}^{-h} A(t)e^{-x} HG^{*t,v}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) dx - \int_{-\infty}^{-h} EP_{t,T} HG^{*t,v}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) dx = \\ &= A(t) \int_{-\infty}^{-h} \frac{e^{-x}}{M^r(v)} HG^{*t}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) dx - EP_{t,T} \int_{-\infty}^{-h} HG^{*t,v}(x; \lambda, \alpha, \beta, \delta, \mu) dx \end{aligned} \quad (4.13)$$

5 Implementação prática do modelo

5.1 Estimação dos parâmetros

Para testar empiricamente este modelo estimaremos os parâmetros da HG usando os dados dos retornos logarítmicos dos Swaps Pré-DI com prazos de 180 e 360 dias, que são os mais líquidos da BM&F. O período de dados será de 1º de janeiro de 1995 até 22 de março de 2002, com 1.784 observações. Estimaremos também os parâmetros da distribuição Normal para, na próxima seção, podermos verificar qual distribuição se adequa melhor aos dados dos Swaps, por meio do cálculo das distâncias de Kolmogorov, Anderson-Darling e Kuiper.

Para estimar os parâmetros da distribuição HG usaremos os programas escritos em MatLab desenvolvidos por Fajardo e Farias (2002). Nele os parâmetros da HG são estimados usando-se máxima logverossimilhança com os parâmetros sujeitos às restrições indicadas no item 2.2. O algoritmo utilizado é uma adaptação do "Downhill Simplex" da biblioteca do MatLab. Mais detalhes encontram-se em Fajardo e Farias (2002).

Nas Tabelas 1 e 2 são apresentados os parâmetros estimados da HG para valores de λ entre -3 a +3, com variações de 0,5. Este intervalo foi escolhido tendo como base o trabalho de Prause (1999), e os valores variam de 0,5 em 0,5 por questões numéricas. Já a função Bessel possui propriedades que tornam sua avaliação mais rápida para tais valores de λ . Na última linha de cada tabela encontra-se o valor ótimo de λ com seus parâmetros estimados. Não é possível fazer um teste estatístico ou calcular o nível de significância da estimação dos parâmetros em virtude de não existirem estatísticas tabuladas para a HG.

Tabela 1
Parâmetros Estimados para a HG - Swap de 360 dias

Lambda	Alfa	Beta	Delta	Mi
-3,00	1,414	-2,98E-03	1,02E-02	2,71E-04
2,50	1,414	7,44E-04	8,72E-03	2,71E-04
-2,00	1,414	-1,44E-03	7,14E-03	2,68E-04
-1,50	1,414	-1,62E-03	5,45E-03	2,59E-04
-1,00	1,414	-3,62E-03	3,64E-03	2,43E-04
-0,50	20,034	-6,22E-04	1,88E-03	1,98E-04
0,00	68,091	8,04E -04	6,30E-04	8,04E-05
0,50	151,369	3,11E-02	6,61E-09	6,95E-11
1,00	232,210	4,99E-03	9,29E-06	9,29E-06
1,50	284,560	6,12E-03	1,33E-04	1,33E-04
2,00	323,907	-1,51E -03	1,83E-04	1,83E-04
2,50	356,202	-6,07E-04	2,03E-04	2,03E-04
3,00	384,069	2,86E-03	2,11E-04	2,11E-04
-0,10	56,278	9,63E-03	8,46E-04	1,13E-04

Tabela 2
Parâmetros Estimados para a HG - Swap de 180 dias

Lambda	Alfa	Beta	Delta	Mi
3,00	1,414	3,78E -04	5,41E -03	1,60E -04
-2,50	1,414	6,32E -03	4,62E -03	1,60E -04
-2,00	1,414	3,33E -03	3,80E -03	1,52E -04
-1,50	1,414	2,33E -03	2,92E -03	1,56E -04
-1,00	1,414	2,64E -03	1,98E -03	1,46E -04
-0,50	45,857	5,22E -04	1,08E -03	1,27E -04
0,00	145,995	2,46E -03	4,70E -04	8,65E -05
0,50	275,938	1,44E -02	3,62E -09	1,19E -11
1,00	437,805	2,56E -02	9,74E -06	9,74E -06
1,50	539,659	1,86E -03	8,76E -05	8,76E -05
2,00	616,226	1,77E -03	1,11E -04	1,11E -04
2,50	679,042	1,75E -03	9,02E -05	9,02E -05
3,00	732,926	2,63E -03	1,23E -04	1,23E -04
0,50	275,938	1,44E -02	3,62E -09	1,19E -11

5.2 Comparação das distâncias e testes

Nesta seção será verificada qual distribuição se adequa melhor aos dados dos Swaps. Isto será feito por meio do cálculo das distâncias de Kolmogorov, Anderson-Darling e Kuiper. Também faremos o teste de Kolmogorov-Smirnov e Kuiper, ambos com a hipótese nula de que a distribuição teórica é igual à empírica.

A distância de Kolmogorov é definida como sendo a maior distância em módulo entre a distribuição empírica e a distribuição teórica estimada para todos os valores possíveis:

$$D_{Kol} = \max_{x \in \mathcal{R}} |f_{Emp}(x) - f_{Teo}(x)| \quad (5.1)$$

onde f_{Emp} é a função de distribuição acumulada empírica e f_{Teo} é a função de distribuição acumulada teórica estimada.

Já a distância de Kuiper é semelhante à de Kolmogorov, mas se preocupa com o sentido do desvio, somando a maior distância para cima com o módulo da maior distância para baixo:

$$D_{Kui} = \max_{x \in \mathfrak{R}} \{f_{Emp}(x) - f_{Teo}(x)\} + \max_{x \in \mathfrak{R}} \{f_{Teo}(x) - f_{Emp}(x)\} \quad (5.2)$$

A terceira distância calculada é a de Anderson-Darling, que é a distância de Kolmogorov com uma ponderação, com o intuito de dar maior importância à distância nas caudas da distribuição. A fórmula é:

$$D_{ad} = \max_{x \in \mathfrak{R}} \frac{|f_{Emp}(x) - f_{Teo}(x)|}{\sqrt{f_{Teo}(x)(1 - f_{Teo}(x))}} \quad (5.3)$$

Para o cálculo das distâncias, novamente foram utilizados os programas de Fajardo e Farias (2002). Os resultados estão nas Tabelas 3 e 4 para os Swaps de 360 e 180 dias, respectivamente:

Tabela 3
Testes e Estatísticas HG e Normal - Swap de 360 dias

Lambda	Kolmogorov		Anderson-Darling	Kuiper	
	Estatística	Valor-p	Estatística	Estatística	Valor-p
Normal	1,90E -01	1,16E -56	4,39E+09	0,364387	1,20E -204
-3,00	9,48E -02	2,06E -14	1,59E+00	0,186107	4,43E -52
2,50	8,61E -02	5,50E -12	9,38E -01	0,168098	3,25E -42
-2,00	7,47E -02	3,97E -09	5,40E -01	0,144797	5,73E -31
-1,50	5,88E -02	8,37E -06	3,53E -01	0,113221	1,80E -18
-1,00	3,56E -02	2,14E -02	1,70E -01	0,069078	2,38E -06
-0,50	3,00E -02	7,91E -02	7,09E -01	0,0464632	1,24E -02
0,00	9,79E -02	2,37E -15	1,52E+00	0,10435	1,57E -15
0,50	1,23E -01	5,86E -24	2,19E+00	0,135437	6,21E -27
1,00	1,04E -01	2,89E -17	4,43E+01	0,156941	1,29E -36
1,50	1,13E -01	1,74E -20	2,56E+02	0,206657	1,39E -64
2,00	1,22E -01	2,00E -23	8,42E+02	0,23103	3,91E -81
2,50	1,28E -01	5,61E -26	2,06E+03	0,246766	8,26E -93
3,00	1,33E -01	3,87E -28	4,24E+03	0,258166	9,41E -102
-0,10	6,99E -02	4,85E -08	6,33E -01	0,0754185	1,06E -07

Tabela 4
Testes e Estatísticas HG e Normal - Swap de 180 dias

Lambda	Kolmogorov		Anderson-Darling	Kuiper	
	Estatística	Valor-p	Estatística	Estatística	Valor-p
Normal	1,93E - 01	1,50E - 58	2,70E+08	0,351564	2,37E - 190
3,00	8,97E - 02	5,81E - 13	1,02203	0,167467	6,90E - 42
2,50	8,16E - 02	8,52E - 11	0,651505	0,15626	2,75E - 36
-2,00	7,29E - 02	1,08E - 08	0,470589	0,142767	4,54E - 30
-1,50	6,76E - 02	1,50E - 07	0,313072	0,127484	1,01E - 23
1,00	6,84E - 02	1,03E - 07	0,150464	0,113049	2,07E - 18
0,50	8,73E - 02	2,66E - 12	0,176577	0,119714	8,81E - 21
0,00	1,22E - 01	1,16E - 23	0,266952	0,165825	4,83E - 41
0,50	1,29E - 01	3,33E - 26	1,0293	0,208412	1,03E - 65
1,00	1,08E - 01	1,93E - 18	20,0982	0,185879	5,99E - 52
1,50	1,14E - 01	1,51E - 20	106,14	0,193158	3,20E - 56
2,00	1,21E - 01	3,19E - 23	325,963	0,204054	6,30E - 63
2,50	1,30E - 01	6,16E - 27	749,227	0,212868	1,26E - 68
3,00	1,32E - 01	1,20E - 27	1472,05	0,220788	5,94E - 74
0,50	1,29E - 01	3,33E - 26	1,0293	0,208412	1,03E - 65

Como pode ser visto nas tabelas anteriores, os dados dos Swaps indicam uma aderência da HG muito melhor do que a Normal em todas as três distâncias calculadas. Das subclasses da HG, a NIG foi a que apresentou melhores resultados, sendo estes inclusive melhores do que o caso geral da HG nas distâncias de Kolmogorov e Kuiper. Pode parecer incoerente que uma imposição paramétrica produza resultados melhores do que o caso irrestrito. Isto pode ser explicado pelo fato de o método de estimação usado (máxima verossimilhança) não levar em consideração tais distâncias. O caso irrestrito só deveria ser necessariamente melhor do que os casos com restrição caso o método de estimação dos parâmetros fosse um que minimizasse determinada distância.

Nos testes de hipótese, a hipótese nula de que a distribuição teórica é igual à distribuição empírica foi rejeitada em todos os casos para a Normal. Para o prazo de 180 dias a hipótese nula também foi rejeitada para todas as HGs. Para o Swap de 360 dias, temos as únicas não-rejeições com níveis de confiança aceitáveis, para os casos de $\lambda = -1$ e $\lambda = -0,5$

(NIG). Portanto, de maneira geral, os dados dos prazos mais longos se adequaram melhor à HG.

Esta conclusão está em consonância com o trabalho de Raible (2000) e só trabalha com títulos mais longos. Nele é feita uma comparação entre a Normal e a NIG para dados de títulos pré-fixados do governo alemão com prazos de 1 a 10 anos. A NIG apresentou uma distância de Kolmogorov menor do que a Normal em todos os prazos considerados. No teste qui-quadrado, a hipótese nula de Normalidade foi rejeitada. Também no qui-quadrado, a hipótese nula de que a distribuição empírica é uma NIG não pode ser rejeitada a um nível de confiança de 98%, para todos os prazos, exceto para as maturidades de 5 e 6 anos.

Apesar dos prazos do trabalho de Raible serem bem maiores que os utilizados neste trabalho, o fato é que a Normal é superada pela distribuição HG e suas subclasses. Entretanto, nem sempre podemos não rejeitar a hipótese nula de que a distribuição empírica é igual à HG. Há evidências que, para maturidades maiores, a HG parece ter uma qualidade de adequação aos dados reais melhor.

5.3 Análise gráfica

Para uma melhor visualização da aderência das distribuições teóricas à distribuição empírica podemos plotar o gráfico da densidade (em escala logarítmica) em função do retorno. Nos Gráficos 1 e 2 temos a visualização dos dados do Swap de 360 e 180 dias, respectivamente. Em cada gráfico plotamos as distribuições Normal, NIG, HG e empírica.

Uma simples inspeção visual já é suficiente para se notar que a aderência da HG e NIG aos dados reais é bem melhor do que a Normal. No entanto, a diferença de aderência entre a NIG e HG não pode ser notada visualmente. De maneira geral, as caudas das distribuições teóricas são mais achatadas do que a distribuição empírica.

Gráfico 1
Densidade x Retorno - Swap 360 dias

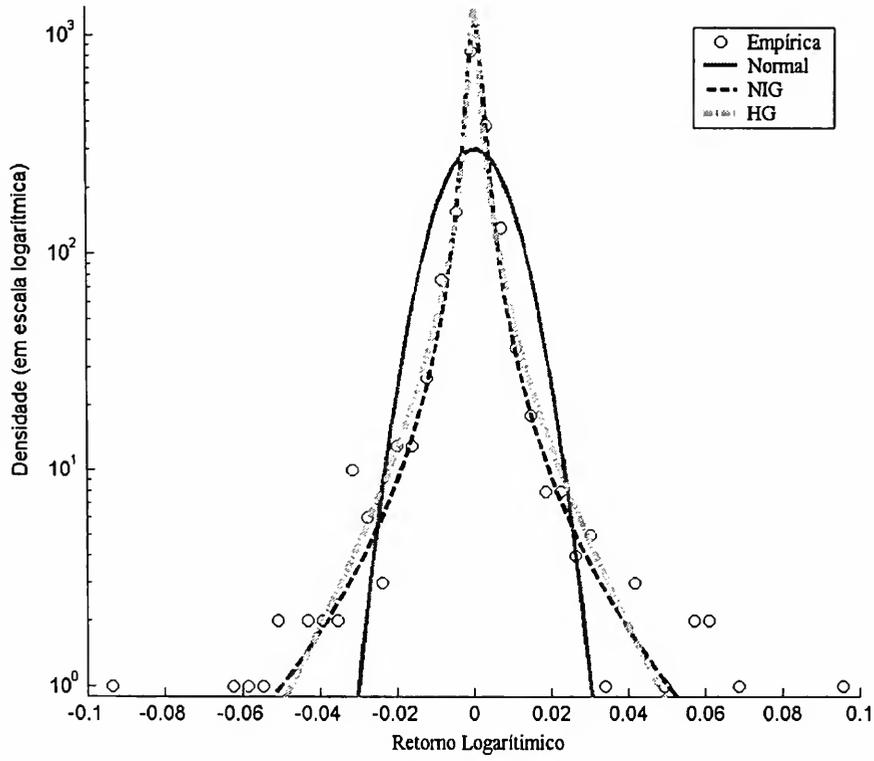
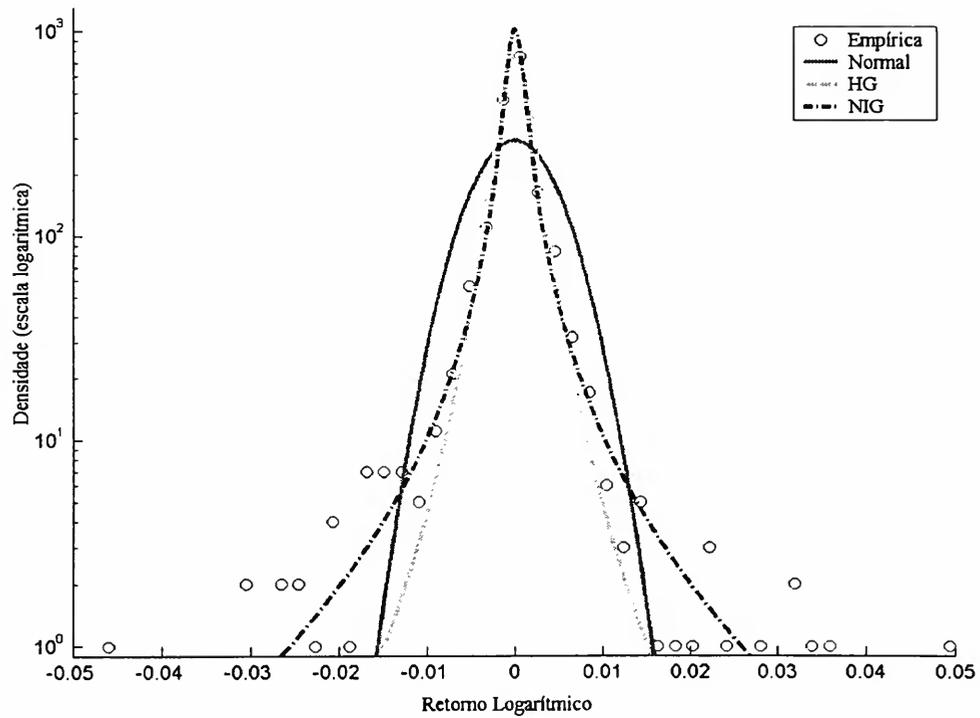


Gráfico 2
Densidade x Retorno - Swap 180 dias



5.4 Apreçamento de opções

Para a análise de apreçamento utilizaremos a equação (4.13), com uma alteração: ao invés de usar a distribuição HG, utilizaremos sua subclasse NIG. Isto porque, como visto na seção 2, o cálculo da convolução da HG é muito complicado e demorado, demandando o uso de Transformadas de Fourier (ver Fajardo e Farias, 2002 e Prause, 1999). Além disso, a NIG apresentou melhores resultados que o caso geral da HG nos teste de Kolmogorov-Smirnov e Kuiper, como vimos nas seções anteriores.

A equação (4.13) ficaria, discretizando $A(t)$ e usando a fórmula da convolução da NIG (2.8):

$$C(t) = IDI_t \int_{-\infty}^{-h} \frac{e^{-x}}{M^r(v)} NIG(x; \lambda, \alpha, \beta, \tau\delta, \tau\mu) dx - EP_{t,T} \int_{-\infty}^{-h} NIG^{*t,v}(x; \alpha, \beta, \tau\delta, \tau\mu) dx \quad (5.4)$$

As integrais da equação acima têm que ser resolvidas por meio da utilização de métodos de integração numérica. Neste trabalho foi utilizado o método do trapézio, tal como implementado na função *trapz* do MatLab.

Tal como na adaptação do modelo de Black descrita na seção de Referencial Teórico, também aqui vamos tentar amenizar o erro provocado pelo pressuposto de variância constante. Para tanto, usaremos um novo parâmetro δ , de modo que a nova variância com este novo parâmetro seja a variância média até o vencimento da opção. A equação (2.5) fornece a variância média de um título até o seu vencimento em função da variância de um título de prazo unitário.

Então, a nova variância será a antiga vezes $\tau^2 / 3$. No entanto, para reescalar a distribuição, mantendo o formato, é preciso manter constantes os parâmetros da 2ª, 3ª ou 4ª parametrizações (ver item 2.2). Observando a 4ª parametrização, que é a mais simples, vemos que se multiplicarmos δ por uma constante k , temos que dividir α e β pela mesma constante k para manter a 4ª parametrização constante. Matematicamente:

$$\bar{\alpha} = (k\alpha)(\delta / k) = \alpha\delta$$

$$\bar{\beta} = (k\beta)(\delta / k) = \beta\delta$$

Particularizando para $\lambda = -1/2$, a equação para a variância da HG do lema 1.14 de Prause (1999), a fórmula para a variância de uma distribuição NIG é a seguinte:

$$\text{Var}(NIG(x; \alpha, \beta, \delta, \mu)) = \delta \left(\frac{\alpha^2}{(\alpha^2 - \beta^2)^{3/2}} \right) \quad (5.5)$$

Então, multiplicando δ por k , e dividindo α e β por k na fórmula da variância de NIG(5.5) temos:

$$\text{Var}(NIG) = K\delta \left(\frac{\alpha^2 / k^2}{(\alpha^2 / k^2 - \beta^2 / k^2)^{3/2}} \right) = K^2\delta \left(\frac{\alpha^2}{(\alpha^2 - \beta^2)^{3/2}} \right)$$

Como queremos multiplicar a variância por $\tau^2/3$ basta fazer:

$$k^2 = \tau^2 / 3 \rightarrow k = \tau / \sqrt{3}$$

A equação (5.4) com as adaptações dos parâmetros δ , α e β seria:

$$C(t) = IDI_t \int_{-\infty}^{-h} \frac{e^{-x}}{M^r(v)} NIG \left(x; \frac{\alpha\sqrt{3}}{\tau}, \frac{\beta\sqrt{3}}{\tau}, \frac{\tau^2\delta}{\sqrt{3}}, \tau\mu \right) dx - EP_{t,T} \int_{-\infty}^{-h} NIG^{*t,v} \left(x; \frac{\alpha\sqrt{3}}{\tau}, \frac{\beta\sqrt{3}}{\tau}, \frac{\tau^2\delta}{\sqrt{3}}, \tau\mu \right) dx \quad (5.6)$$

Falta então obter o parâmetro de Esscher. Para encontrá-lo, vamos resolver a equação (4.5) numericamente, utilizando a função `fzero` do MatLab, que usa uma mistura dos métodos de biseção, interpolação quadrática inversa e secante (mais detalhes em Forsythe *et alii*, 1976).

Para avaliar os prêmios gerados pela equação (5.6) é preciso calcular também o prêmio teórico segundo a adaptação do modelo de Black descrito na seção de Referencial Teórico. Para tanto, usaremos a volatilidade do Swap de 360 dias no período de 1995 a 2002, o mesmo utilizado para estimar os parâmetros da HG.

Para o cálculo do prêmio teórico das opções segundo a equação (5.6) foi desenvolvido um programa em MatLab. O conjunto de parâmetros utilizados depende do prazo de vencimento da opção. Vamos supor que estamos em abril de 2002, e queremos avaliar a opção de compra AB17, que tem vencimento em 1º de abril de 2003. Então os parâmetros mais adequados a serem utilizados são os do Swap de 360 dias (Tabela 1), já que estamos a aproximadamente 360 dias do vencimento da opção.

Os preços teóricos, segundo a equação (5.6), desta opção usando os parâmetros da Tabela 1 encontram-se na Tabela 5, assim como o preço de mercado e o preço teórico segundo o modelo de Black adaptado. Foram calculados os preços para alguns poucos dias, somente para mostrar a aplicação do modelo. Uma análise com um escopo temporal maior é necessária para conclusões acerca, por exemplo, do efeito sorriso.

Tabela 5
Comparação do Preço Teórico x Mercado da Opção AB17

Data de Avaliação	Preço Teórico		Preço de Mercado		DI Abril Ajuste
	Black -NIG	Black -Normal	Oferta Compra	Oferta Venda	
12/abr/2002	136,48	291,63	850,00	890,00	18.41%
15/abr/2002	105,86	247,99	891,00	900,00	18.34%
16/abr/2002	186,62	336,33	855,00	930,00	18.49%
17/abr/2002	164,83	316,08		890,00	18.46%

Como podemos ver na Tabela 5, os preços teóricos são bem menores do que o de mercado. Diversas explicações podem ser dadas para este fato. A explicação que nos parece mais razoável é que os parâmetros foram calculados com base em dados passados, e o preço de mercado tende a refletir a expectativa do mercado para o futuro, em especial, a expectativa para a volatilidade do ativo-objeto da opção até o vencimento da opção. Além disso, a volatilidade implícita nos prêmios das opções é usualmente um estimador enviesado para cima da volatilidade futura. Existem diversos trabalhos na literatura mostrando que a volatilidade implícita superestima a volatilidade futura.

Outra explicação plausível é que a opção de IDI tem pouca liquidez, com os negócios concentrados em alguns poucos agentes. Desta forma, seria questionável supor que os preços convergem para seus valores teóricos. A presença de um grande número de investidores à procura de oportunidades de arbitragem é que movimentam os preços de forma que as arbitragens desapareçam.

Um fato que pode parecer curioso à primeira vista é que os preços do modelo de Black com Distribuição Normal apresenta valores dos prêmios das opções mais próximos dos valores de mercado do que o modelo com distribuição NIG, apesar da aderência dos dados dos Swaps ser muito melhor na NIG em relação à Normal, como vimos no item 5.2. A provável explicação para tal fato é que o mercado usa, na prática, o modelo de Black com

distribuição Normal. Além disso, o número de dias analisados foi muito pequeno para se extrair conclusões acerca de qual é o melhor modelo.

Para usar o modelo proposto neste artigo sugerimos calcular os parâmetros implícitos no preço de mercado da opção. Para tanto, podemos usar uma metodologia similar para calcular a volatilidade implícita no modelo de Black original. Só que ao invés de termos uma volatilidade-alvo, teremos um prêmio da opção-alvo, e então teríamos que ir alterando os parâmetros δ , α e β de modo a tornar o prêmio teórico igual ao prêmio de mercado e a 4ª parametrização constante.

6 Conclusão

Este trabalho desenvolveu um modelo para precificar opções de IDI da BM&F partindo do pressuposto de que os títulos pré-fixados possuem uma distribuição HG, para então chegar a uma fórmula do prêmio da opção de IDI por meio da transformada de Esscher. A modelagem com distribuição HG mostrou uma melhor adequação aos dados brasileiros do que a modelagem com distribuição Normal, que é a mais utilizada pelo mercado. Isto porque ele gerou distâncias de Kolmogorov, Anderson-Darling e Kuiper menores para a maioria dos prazos.

Também foi feita uma implementação prática do modelo, e os preços de mercado das opções foram menores que os de mercado. Como a comparação com o mercado foi feita com apenas poucos dados, faz-se necessária uma análise para uma série temporal maior para que possamos extrair conclusões mais claras acerca da utilidade do modelo proposto neste trabalho.

Como proposta para futuros trabalhos, podemos sugerir o estudo do efeito sorriso nos modelos aqui analisados. O problema é justamente a falta de liquidez da opção, que dificulta a obtenção de dados sincronizados da opção de IDI e do futuro de DI, já que este último possui uma liquidez muito maior que a opção.

Referências

Barndorff-Nielsen, O. Exponentially decreasing distributions for the logarithm of particle size. *Proceedings of the Royal Society London A*, p. 401-419, 1977.

- _____. Normal inverse Gaussian distributions and stochastic volatility modeling. *Finance & Stochastics* 2, p. 41-69, 1998.
- Barndorff-Nielsen, O.; Blaesild, P. Hyperbolic distributions and ramifications: contributions to theory and application. *Statistical Distributions in Scientific Work*, v. 4, p. 19-44, 1981.
- Black, F.; Derman, E.; Toy, W. A one factor model of interest rates and its application to Treasury Bond Options. *Financial Analysts Journal* 46, p. 33-39, 1990.
- Black, F.; Scholes, M. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, p. 637-659, 1973.
- Black, F. The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics* 3, p. 167-179, 1976.
- Brennan, M. J.; Schwartz, E. S. Analyzing convertible bonds. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 15, p. 907-929, 1980.
- Cassettari, A.; Ferrua Neto, L. A precificação de derivativos de taxa de juro no Brasil. *Resenha BM&F* 145, p. 35-47, 2001.
- Chan, T. Pricing contingent claims on stocks driven by Lévy processes. *Annals of Applied Probability* 9, p. 504-528, 1999.
- Chan, K. C.; Karolyi, G. A.; Longstaff, F. A.; Sanders, A. B. An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate. *Journal of Finance*, 47, p. 1209-1227, 1992.
- Cox, J.; Ingersoll, J.; Ross, S. A theory of the term structure of interest rates. *Econometrica* 53, p. 385-407, 1985.
- Constantinides, J.; Ingersoll, J. Optimal bond trading with personal taxes. *Journal of Financial Economics* 13, p. 299-335, 1984.
- Dothan, U. L. On the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics*, 7, p. 59-69, 1978.
- Eberlein, E.; Keller, U. Hyperbolic distributions in finance. *Bernoulli* 1, p. 281-299, 1995.
- Eberlein, E.; Keller, U.; Prause, K. New insights into smile, mispricing, and value at risk: the hyperbolic model. *Journal of Business*, v. 71, n. 3, p. 371-405, 1998.
- Eberlein-Raible. Term structure models driven by general Lévy processes. *Mathematical Finance* 9, p. 31-53, 1999.

- Eberlein, E.; Prause, K. The generalized hyperbolic model: financial derivatives and risk measures. *Mathematical Finance*, p. 245-268, Bachelier Congress 2000.
- Esscher, F. On the probability function in the collective theory of risk. *Skandinavisk Aktuarietidskrift* 15, p. 175-195, 1932.
- Fajardo, J.; Schuschny, A. R.; Silva, A. C. Processos de Lévy e o mercado brasileiro. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 21, n. 2, p. 263-289, 2001.
- Fajardo, J.; Farias, A. R. Generalized hyperbolic distributions and Brazilian data. *Working Paper Series* n. 52, Banco Central do Brasil, 2002.
- Fajardo, J.; Ornelas, J. R. H. Apreçamento de opções de IDI usando o modelo CIR. *Estudos Econômicos*, v. 33, n. 2, p. 287-323, abr./jun. 2003.
- Forsythe, G. E.; Malcolm, M. A.; Moler, C. B. *Computer methods for mathematical computations*. Prentice-Hall, 1976.
- Gerber, H. U.; Shiu, E. S. W. Option pricing by Esscher-transforms. *Transactions of the Society of Actuaries* 46, p. 99-191, 1994.
- Gluckstern, M. C.; Francisco, G.; Eid Jr., W. Aplicação do modelo Hull-White a precificação de opções sobre IDI. *Anais do Segundo Encontro Brasileiro de Finanças*, 2002.
- Goll, T.; Ruschendorf, L. *Minimax and minimal distance martingale measures and their relationship to portfolio optimization*. Preprint, University of Freiburg, 2000.
- Harrison, J. M.; Pliska, S. R. Martingales and stochastic integrals in the theory of continuous trading. *Stochastic Processes and Their Applications* 15, p. 313-316, 1981.
- Heath, D.; Jarrow, R.; Morton, A. Bond pricing and term structure of interest rates: a new methodology for contingent claims valuation. *Econometrica*, v. 60, n. 1, p. 77-105, 1992.
- Ho, T. S. Y.; Lee, S. B. Term structure movements and pricing interest rate contingent claims. *Journal of Finance* 41, p. 1011-1029, 1986.
- Hull, J. *Options, futures, and other derivative securities*. Prentice Hall, 2000.
- Hull J.; White, A. Pricing interest rate derivative securities. *Review of Financial Studies*, v. 3, n. 4, p. 573-592, 1990.
- _____. Using Hull-White interest-rate trees. *Journal of Derivatives*, Winter 1996.

- Jamshidian, F. An exact bond option formula. *Journal of Finance* 44, p. 205-209, 1989.
- Jarrow, R. A. *Modelling fixed income securities and interest rate options*. Editora McGraw-Hill, 1996.
- Keller, U. *Realistic modelling of financial derivatives*. 1997. Tese (Doutorado), University of Freiburg, Alemanha.
- Ornelas, J. R. H.; Fajardo, J. Precificação de opções de IDI usando a equação do modelo CIR. *Anais do XXVI ENANPAD - Encontro da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração*, 2002.
- Ornelas, J. R. H. *Avaliação de opções de IDI da BM&F*. 2002. Dissertação (Mestrado), Universidade Católica de Brasília.
- Prause, K. *The generalized hyperbolic model: estimation, financial derivatives, and risk measures*. 1999. Tese (Doutorado), University of Freiburg, Alemanha.
- Raible, S. *Lévy processes in finance: theory, numerics, and empirical facts*. 2000. Tese (Doutorado), University of Freiburg, Alemanha.
- Rydberg, T. H. Why financial data are interesting to statisticians. *Working Paper 5*, Centre for Analytical Finance of the university of Aarhus, 1997.
- Silva, M. E. Uma alternativa para precificar opções sobre IDI. *Resenha BM&F* 119, p. 33-36, 1997.
- Vieira Neto, C. A.; Pereira, P. L. V. Closed form formula for the price of the options on the 1 day Brazilian Interfinancial Deposits Index IDI. *Anais do XXII Congresso Brasileiro de Econometria*, Volume II, 2000.
- Vasicek, O. An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics* 5, p. 177-188, 1977.

Uma metodologia para o gerenciamento de modelos de escoragem em operações de crédito de varejo no Brasil

Luis Fernando Landa Lecumberri[§]

Antonio Marcos Duarte Júnior[□]

RESUMO

O desenvolvimento de modelos de escoragem para a concessão de crédito e acompanhamento do comportamento de clientes tem ganhado importância na rotina de bancos de varejo, financeiras, operadoras de cartão de crédito, áreas de planejamento de marketing, e grandes lojas de departamento. Técnicas estatísticas como regressão logística, análise discriminante, árvores de decisão etc., têm dominado a literatura quando o assunto são modelos de escoragem. Um ponto de fundamental importância permanece, no entanto, ignorado pela literatura de finanças e estatística: o acompanhamento regular dos modelos, e sua capacidade preditiva **após** sua implementação. Neste artigo apresentamos uma metodologia para acompanhar a estabilidade dos modelos de escoragem, assim como o seu poder preditivo no decorrer do tempo, visando evitar problemas relacionados à concessão errônea do crédito, ou ao mau acompanhamento do cliente. Vários exemplos são apresentados. Nossa proposta visa gerar ações de correção, permitindo controlar e evitar eventuais falhas operacionais inerentes aos sistemas de escoragem, assim como sinalizar a eventual necessidade do desenvolvimento de um novo modelo nos casos onde há muita alteração nos dados cadastrais, com perda substancial de poder preditivo.

Palavras-chave: crédito, gestão de riscos, modelagem de crédito, *credit scoring*, *behaviour scoring*.

ABSTRACT

The development of scoring models for credit risk management and behaviour analysis of clients is quite important in the routine of commercial banks, financing companies, credit card operations, marketing units and large department stores. Statistical techniques such as logistic regression, discriminant analysis, decision trees etc., have dominated the literature when the subject is related to credit modelling. An important point remains ignored, however: tracking the performance of these models and validating their predictive ability *after* their implementation. In this article we present a methodology to track the stability of credit and behaviour scoring models, checking their predictions through time, in order to avoid problems when granting credit for clients. Several examples are presented in order to illustrate the practical use of our proposal. Our proposal seeks to generate actions to avoid possible operational and modelling failures related to these models, suggesting in some cases that these models be replaced by new models.

Key words: credit; risk management; credit modelling; credit scoring; behaviour scoring.

JEL classification: C10, C52, G20.

* Os autores agradecem as sugestões recebidas quando da apresentação deste trabalho na 8ª Escola de Modelos de Regressão, na 10ª Escola de Séries Temporais e Econometria, e no 3º Encontro Brasileiro de Finanças.

§ Unibanco S. A., São Paulo. E-mail: lflanda@yahoo.com.br.

□ Faculdades Ibmecc, Rio de Janeiro. E-mail: aduarte@ibmeccrj.br.

Recebido em maio de 2003. Aceito em agosto de 2003.

1 Introdução

A gestão de riscos vem evoluindo de forma contínua nos mercados financeiros. Em particular, a gestão de riscos de crédito tem merecido atenção especial das autoridades regulamentares locais (Banco Central do Brasil, 1994, 1999, 2000), das autoridades regulamentares internacionais (Bank for International Settlements, 2001), Federal Reserve System (1999), assim como das próprias instituições, que têm buscado espontaneamente sua evolução (Bank for International Settlements, 2000).

A gestão de riscos de uma carteira de crédito difere substancialmente dependendo do tipo de cliente sob análise. Por exemplo, no caso dos grandes clientes corporativos, sua classificação depende dos chamados sistemas de *ratings*. (Caouette *et al.*, 1998). No caso do cliente ser uma pessoa física, ou mesmo uma pessoa jurídica com pequeno faturamento anual (como, por exemplo, abaixo de R\$ 1 milhão por ano), os modelos de escoragem passam a ser necessários. (Mays, 1998; Thomas *et al.*, 1992).

A utilização de modelos de escoragem está se tornando fundamental na análise de crédito em bancos de varejo, financeiras, operadoras de cartão de crédito, áreas de planejamento de *marketing*, planejamento para cobrança de dívidas, e grandes lojas de departamento, tanto no exterior (Thomas *et al.*, 2002) quanto no Brasil (Rosa, 2000; Sicsú, 2003). O desenvolvimento destes modelos é um processo complexo, requerendo simultaneamente modelos e técnicas estatísticas, assim como conhecimento prático (Lewis, 1992), em especial do tipo de cliente sob consideração. Nesse ponto em particular é fundamental lembrar a questão dos riscos na modelagem matemática (Derman, 1996; Duarte, 1997), onde a gestão de modelos de escoragem se insere como um caso particular de relevância diante dos potenciais danos que pode causar.

Este artigo tem como principal objetivo propor o uso de um conjunto de técnicas para a gestão de modelos de escoragem **após** sua implementação, contribuindo, assim, para a melhoria do controle do processo de tomada de decisão no crédito e *marketing* massificados na prática no Brasil, e permitindo a melhor gestão de seus riscos de modelagem matemática.

De forma a facilitar a apresentação da metodologia dividimos o artigo em cinco seções:

- i. Primeiramente é feita uma pequena revisão sobre o desenvolvimento de sistemas de escoragem.

- ii. A seguir, uma seção sobre técnicas para a verificação da estabilidade da população. O objetivo deste conjunto de técnicas é identificar diferenças entre a população utilizada quando do desenvolvimento do modelo e a população atual, cobrindo também a questão da interferência nos resultados do modelo.
- iii. A terceira seção cobre técnicas para a verificação da efetividade da escoragem. O objetivo deste conjunto de técnicas é identificar uma eventual deterioração no modelo de escoragem, utilizando para tal diferentes “safra” de clientes. Uma “safra” deve ser entendida como sendo o conjunto de clientes que foi submetido a um determinado modelo de escoragem, em um determinado instante de tempo, que contratou um mesmo produto/serviço, e cuja evolução é acompanhada por um horizonte de análise específico (chamada de período de maturação pelos analistas de escoragem).
- iv. A quarta seção cobre os relatórios de alterações na escoragem. Trata-se de um documento interno da instituição descrevendo cada etapa da história do modelo de escoragem, desde seu desenvolvimento, até alterações realizadas após sua implementação. Este relatório é uma fonte de informações de particular importância para o grupo de revisão de crédito responsável pelo acompanhamento regular do modelo, assim como para a auditoria (interna e externa).
- v. Terminamos apresentando nossas conclusões e sugestões de pesquisas futuras.

2 Modelos de escoragem: definições, planejamento, estimação, calibragem e validação

Embora a literatura cobrindo técnicas para o gerenciamento de modelos de escoragem após sua implementação seja deficiente, o mesmo não se pode dizer sobre a literatura cobrindo o desenvolvimento e implementação destes modelos. Nesta seção apresentamos um resumo das melhores práticas relativas ao desenvolvimento e implementação de modelos de escoragem com o único propósito de justificar o uso das técnicas de acompanhamento apresentadas nas três seções subseqüentes. Para o leitor interessado em mais detalhes acerca do desenvolvimento de modelos de escoragem sugerimos Lewis (1992), Mays (1998) e Thomas *et al.* (1992, 2002).

Um modelo de escoragem deve ser entendido como uma parte importante de um sistema de gestão de riscos de crédito. Na prática local e internacional estes modelos são utilizados com o fim principal de classificar clientes de acordo com uma escala interna da instituição (Prado *et al.*, 2000), ou adequá-los a requerimentos regulamentares, como a

Resolução 2682. (Banco Central do Brasil, 1999). Estes modelos são quase sempre utilizados em conjunto com outros procedimentos internos, como filtros de crédito, auxiliando assim no processo de tomada de decisão, conforme definições e orientações constantes na política de crédito da instituição.

O desenvolvimento de modelos de escoragem requer pessoal capacitado (com bons conhecimentos estatísticos e prática profissional), investimentos em tecnologia (especialmente se for desejado automatizar completamente o processo de tomada da decisão), e comprometimento da alta direção. A implementação deste processo pode ser dividida em quatro etapas principais: (a) definições e planejamento; (b) estimação do modelo; (c) calibragem das regras de tomada da decisão; e (d) validação.

Na primeira etapa, relativa a definições e planejamento, é importante estabelecer o escopo de atuação dos modelos no que se refere à cobertura de produtos, segmentos, regiões geográficas, mercados de interesse, horizonte de análise/previsão, e categorização dos resultados (bom ou mau, ou classificação em várias categorias) etc.

Ainda nesta primeira etapa um ponto que merece particular atenção é a definição de inadimplência. Se, aparentemente, esta deveria ser uma definição fácil, é importante lembrar que o Novo Acordo de Capitais da Basileia (Bank for International Settlements, 2001) exige que conste da política de crédito de cada banco, que busca a permissão para a utilização de metodologias mais sofisticadas para alocação de capital para exposições de crédito no varejo, uma definição formal para inadimplência. Todos os parâmetros necessários para as diferentes metodologias disponíveis para alocação de capital (como a probabilidade de inadimplência) devem estar em concordância com esta definição.

Por fim, a primeira etapa requer a definição do conjunto total de variáveis a serem, posteriormente, selecionadas durante o desenvolvimento do modelo de escoragem. Estas variáveis devem cobrir dados cadastrais, informações financeiras, desabonos (aqueles julgados relevantes além dos já utilizados nos filtros de crédito), dados da operação, e de experiências anteriores com o cliente (no caso de *behaviour scoring*). As variáveis devem ser de fácil obtenção e interpretação.

A segunda etapa comporta toda a tarefa de estimação do modelo, iniciando-se pela coleta dos dados, seleção e dimensionamento da amostra a ser utilizada para desenvolvimento e teste do modelo. Estes passos preliminares da segunda etapa são, na maioria das vezes, muito demandantes de tempo, requerendo cuidado especial para não comprometer todo o restante do processo. Há uma forte dose de “arte” nestas tarefas iniciais da segunda etapa, em contraposição às tarefas restantes, que são eminentemente técnicas.

Ainda na segunda etapa vem o processo de tratamento dos dados (inconsistências, *missing values* etc.) e seleção estatística das variáveis. A determinação final da fórmula de escoragem ficou facilitada pelo atual estágio de desenvolvimento dos pacotes estatísticos que permitem o uso de diferentes técnicas (como regressão logística, análise discriminante e, até mesmo, propostas mais recentes como redes neurais e algoritmos genéticos). A análise da fórmula final, com o entendimento do resultado pelos analistas de escoragem que ficarão responsáveis pelo seu uso, é importante. Finalmente, todas as memórias de cálculo devem ser guardadas, pois são de grande utilidade para o trabalho de áreas como Gerenciamento de Riscos, Auditoria Interna e Revisão de Crédito Varejo.

A calibragem das regras de tomada de decisão é outro passo que requer uma boa dose de experiência prática. Existem diferentes formas de determinação do ponto de corte, como em função da rentabilidade esperada do cliente, da minimização dos erros de modelagem (comumente chamados Tipo I e Tipo II) etc. A prática atual recomenda a utilização de faixas de escoragem para a classificação dos clientes, principalmente em razão do requerimento imposto pela Resolução 2682, exigindo que os clientes tenham uma classificação de crédito com diferentes níveis de provisão.

Finalmente, chegamos à última fase, relacionada à validação da fórmula de escoragem a ser disponibilizada para o pessoal de concessão de crédito. Esta fase é a zona de fronteira entre o desenvolvimento e implementação do modelo de escoragem, e nossa proposta metodológica para o gerenciamento e acompanhamento do poder preditivo do modelo.

Vemos que o desenvolvimento e implementação de modelos de escoragem requerem um trabalho cuidadoso e muito técnico, fornecendo, ao final, uma poderosa ferramenta de auxílio à tomada de decisão de crédito ou *marketing*. Uma vez que o modelo de escoragem encontra-se em operação, a primeira preocupação deve ser a de acompanhar cuidadosamente a estabilidade da população por meio do conjunto de técnicas que será apresentado na próxima seção.

3 Relatórios de estabilidade da população

Os relatórios de estabilidade da população visam identificar diferenças significativas entre a população utilizada para o desenvolvimento inicial dos modelos, e a população atual sobre a qual os modelos estão sendo aplicados. Ou seja, o objetivo é ver se há evidência estatística de uma grande alteração entre as populações de desenvolvimento e atual. Também têm por objetivo acompanhar as interferências que ocorrem nos modelos,

seja a recusa do crédito para clientes aprovados, ou a concessão de crédito para clientes recusados pelos modelos.

3.1 Índice de estabilidade da população

Assumamos que $\varphi(X_0)$ denote o modelo de escoragem aplicado à população de desenvolvimento, X_0 ; assumamos também que $\varphi(X_1)$ denota o mesmo modelo de escoragem aplicado à população no mês de análise, X_1 . Assumamos que a distribuição da população de clientes sob análise seja absolutamente contínua (Billingsley, 1979), com densidades dadas por $f_i(\varphi(x))$, para $i = 0, 1$

Kulback (1968) define a divergência entre as densidades de probabilidades $f_i(\varphi(x))$ no caso de distribuições absolutamente contínuas como

$$\int (f_0(\varphi(x)) - f_1(\varphi(x))) \ln \left(\frac{f_0(\varphi(x))}{f_1(\varphi(x))} \right) d\lambda(\varphi(x)) \quad (1)$$

onde

$$d\mu_i(x) = f_i(\varphi(x)) d\lambda(\varphi(x)) \quad (2)$$

é a derivada de Radon-Nikodym.

Na prática, na análise de modelos de escoragem há o interesse em uma versão discreta da definição da fórmula de divergência, dado que sugerimos trabalhar por faixas de escores. O Índice de Estabilidade da População (IEP) pode ser definido como sendo esta fórmula, dada por

$$\text{IEP} = \sum_{i=1}^n \left(f_{0i}(\varphi(\underline{x})) - f_{1i}(\varphi(\underline{x})) \right) \ln \frac{f_{0i}(\varphi(\underline{x}))}{f_{1i}(\varphi(\underline{x}))} \quad (3)$$

onde $i = 1, 2, \dots, n$ são as faixas de escoragem de interesse.

A intuição no uso do IEP é simples: quanto mais diferentes forem as populações sob consideração, maior será o IEP calculado. Idealmente, o valor do IEP deveria ser o menor possível, próximo de zero (note que sempre $\text{IEP} \geq 0$). Embora existam valores considerados aceitáveis para o IEP (como $\text{IEP} \leq 0,10$), e outros valores considerados muito elevados (como $\text{IEP} \geq 0,25$), nossa experiência prática no uso do mesmo sugere a observação

de sua tendência (aumentando, indica mais divergência entre as populações, o que deve ser visto como ruim; diminuindo, indica menor divergência entre as populações, o que deve ser visto como bom). Vejamos alguns exemplos do uso do IEP.

A Tabela 1 ilustra o cálculo do IEP no caso de um modelo de *behaviour scoring*. Pelos comentários do parágrafo anterior deveríamos julgar como aceitável o nível obtido para o IEP ($0,02539 < 0,1$), que indica que não houve alteração substancial nas populações de desenvolvimento e utilização atual do modelo. A Figura 1, onde a evolução temporal do IEP do referido modelo é apresentada, mostra que não houve deterioração na qualidade da amostra. O mesmo não se pode dizer do outro modelo de *behaviour scoring* cuja evolução do IEP está ilustrada na Figura 2. Neste último caso há uma clara tendência de alta para o referido índice, indicando que as populações sendo utilizadas no modelo estão divergindo cada vez mais quando comparadas com aquelas utilizadas no seu desenvolvimento. No caso do modelo retratado na Figura 1, o IEP não recomenda nenhuma ação, ao contrário do modelo retratado na Figura 2, que demanda uma análise imediata dos motivos que levaram às modificações observadas.

Tabela 1
Cálculo do Índice de Estabilidade da População

Score	Qtde de Clientes Standard	% Standar	Qtde de Clientes Atuais	% Atual	% S - % A	$\ln(\%S/\%A)$	Contribuição para o Índice
até 80	20.482	2,95%	37.046	3,52%	-0,005658	-0,175225	0,00099
81 100	58.808	8,48%	109.697	10,42%	-0,019411	-0,206055	0,00400
101 130	104.276	15,04%	176.017	16,73%	-0,016845	-0,106151	0,00179
131 165	194.883	28,11%	333.052	31,65%	-0,035371	-0,11851	0,00419
> 166	314.781	45,41%	396.506	37,68%	0,0772858	0,1865748	0,01442
total	693.230	100%	1.052.318	100%	IEP =		0,02539

Figura 1
Evolução do IEP de um Modelo de Escoragem

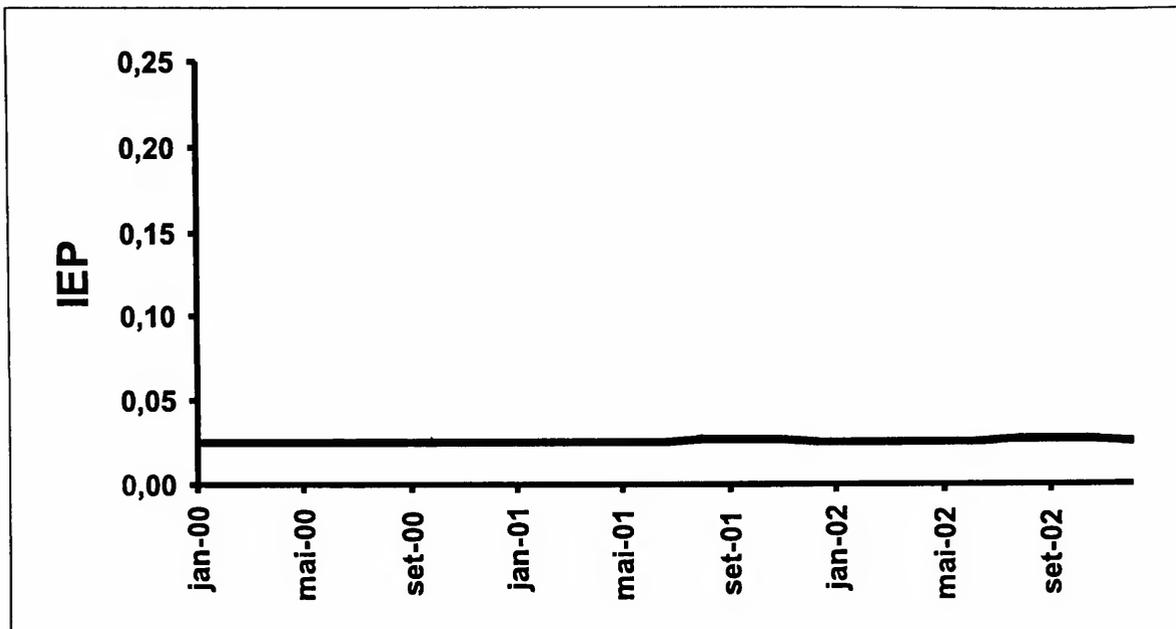
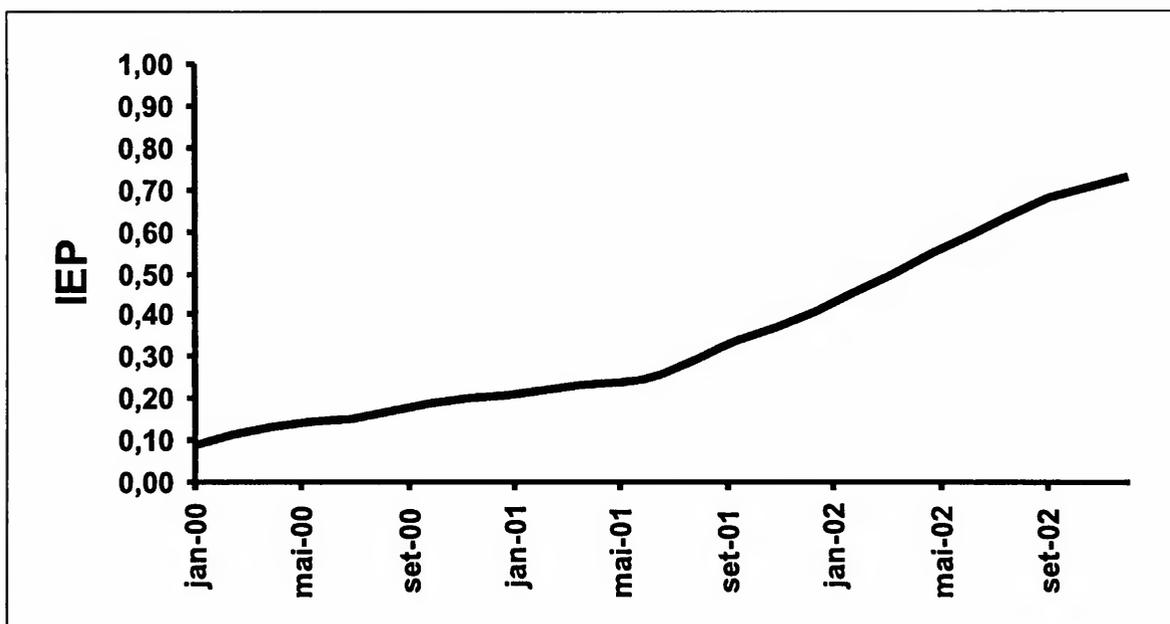


Figura 2
Evolução do IEP de um Modelo de Escoragem



3.2 Característica amostral

Se $\varphi(X)$ denota um modelo linear de escoragem, assumamos que possa ser escrito como

$$\varphi(X) = \beta^T X \quad (4)$$

onde β é o vetor com os parâmetros estimados do modelo.

A Característica Amostral (CA) pode ser definida como

$$E(\varphi(X_0) - \varphi(X_1)) \quad (5)$$

ou seja,

$$E(\varphi(X_0) - \varphi(X_1)) = E(\beta^T X_0 - \beta^T X_1) = E(\beta^T (X_0 - X_1)) = \beta^T E(X_0 - X_1) \quad (6)$$

De (6) observamos que a CA permite medir como alterações nas variáveis impactam o escore final dos modelos. No caso do modelo linear retratado, vemos que é suficiente para o cálculo da CA os parâmetros do modelo e uma estimativa da diferença esperada entre as populações de desenvolvimento e a atual.

A CA difere substancialmente do IEP, pois este último considera somente as diferenças entre as populações, sem observar o impacto no escore final produzido. Por outro lado, a CA vai um passo além, levando em consideração estes dois efeitos simultaneamente. Nossa opinião é que, apesar desta última observação, a CA e o IEP devem ser utilizados conjuntamente para uma análise mais geral dos modelos.

Como um exemplo do uso da CA, consideremos a Tabela 2. O modelo de escoragem em questão é baseado em mais de trinta variáveis, dentre as quais selecionamos três para ilustrar: Idade, Idade da Conta e CEP residencial. Dados os escores para cada possibilidade destas variáveis, uma estimativa de máxima verossimilhança para a diferença entre as populações é obtida, e o valor da CA calculado, resultando em $-3,316$ (calculado utilizando todas as mais de trinta variáveis). A interpretação neste caso é a seguinte: o modelo de escoragem está apresentando 3,316 pontos a menos com a população atual do que com a população do instante em que foi desenvolvido. Em particular, vemos que as contribuições das três variáveis selecionadas para ilustração nos dão impactos de 0,357, $-2,467$ e $-0,107$ para a Idade, Idade da Conta e CEP Residencial, respectivamente.

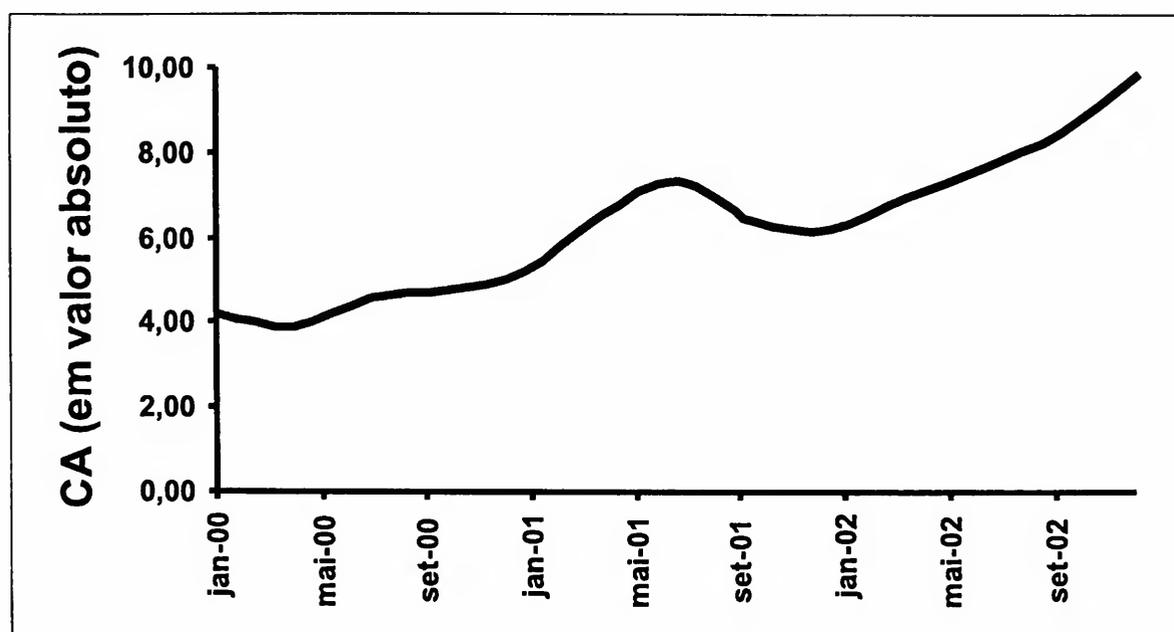
Tabela 2
Cálculo da Característica Amostral de um Modelo

Idade	Amostra de Validação		Nov./02		Diferença	
	N	%	N	%	Escore	Score
Até 25 anos	71.714	10,3%	119.862	11,4%	-2,83	-0,030
26 a 30 anos	64.701	9,3%	84.361	8,0%	-1,07	0,014
31 a 50 anos	378.052	54,5%	486.948	46,3%	0,00	0,000
51 anos ou +	178.763	25,8%	361.147	34,3%	4,36	0,372
Não informado	0	0,0%	0	0,0%	0,00	0,000
Total	693.230	100,0%	1.052.318	100,0%		0,357

Idade da Conta	Amostra de Validação		Nov./02		Diferença	
	N	%	N	%	Escore	Score
3 a 6 meses	58.067	8,4%	163.387	15,5%	-7,38	-0,528
7 a 18 meses	120.332	17,4%	376.680	35,8%	0,00	0,000
19 meses ou +	514.831	74,3%	512.251	48,7%	7,58	-1,940
Total	693.230	100,0%	1.052.318	100,0%		-2,467

CEP Residencial	Amostra de Validação		Nov./02		Diferença	
	N	%	N	%	Escore	Score
agrupamento cep001	79.958	11,5%	108.159	10,3%	4,10	-0,051
agrupamento cep002	44.149	6,4%	60.423	5,7%	0,00	0,000
agrupamento cep003	93.868	13,5%	145.193	13,8%	-2,98	-0,008
agrupamento cep004	45.682	6,6%	75.817	7,2%	-7,86	-0,048
Não informado	429.573	62,0%	662.726	63,0%	0,00	0,000
Total	693.230	100,0%	1.052.318	100,0%		-0,107
Total	693.230		1.052.318			-3,316

Figura 3
Evolução da Característica Amostral de um Modelo



Não existe uma pontuação padrão que indique uma necessidade de substituição do modelo, ficando isso a cargo da equipe de acompanhamento. Mais uma vez, a observação de evolução da CA de um modelo é importante: se esta estiver aumentando (em valor absoluto), sugerimos atenção especial, como ilustrado no caso do modelo de *credit scoring* apresentado na Figura 3.

3.3 Relatório de escoragem final

Seja $\varphi(X)$ um modelo de escoragem. Uma regra de tomada de decisão simplificada no caso do uso deste modelo para analisar um cliente cuja ficha cadastral forneça as informações contidas em x^* pode ser dada por

$$\begin{cases} \text{se } \varphi(x^*) \geq c & \text{aceitar o cliente} \\ \text{se } \varphi(x^*) < c & \text{recusar o cliente} \end{cases} \quad (7)$$

onde o Ponto de Corte (Mays, 1998) escolhido é denotado por c .

As instituições financeiras brasileiras já utilizam regras de tomada da decisão mais sofisticadas. (Sicsú, 2003). Ilustramos nossa proposta de utilização do Relatório de Escoragem Final (REF) em um caso destes, onde há diferentes *ratings* (Caouette *et al.*, 1998) atribuídos aos clientes no final do processo de escoragem.

A Tabela 3 mostra o resumo, para um certo mês de análise, dos resultados de um modelo de *behaviour scoring*. Vemos, neste caso, que cinco níveis de *rating* resultam da análise do processo de escoragem: I (melhor qualidade creditícia), II, III, IV e V (pior qualidade creditícia). Por exemplo, no caso do pior *rating*, V, este é atribuído aos clientes com escoragem inferior a 80 pontos. Um outro exemplo é dado pelo segundo melhor *rating*, II, que é atribuído aos clientes com escore entre 90 e 95 pontos.

Tabela 3
Escoragem Final

Score	Out./2001						
	N	% Observado	Aprovados	% Aprovação	Recusados	% Recusados	
Até 45	1.180	4,9%	0	0,0%	1.180	5,2%	
De 45 a 55	4.065	17,0%	0	0,0%	4.065	17,9%	
De 55 a 60	3.334	13,9%	0	0,0%	3.334	14,7%	
De 60 a 65	3.173	13,2%	0	0,0%	3.173	14,0%	V
De 65 a 70	4.106	17,1%	0	0,0%	4.106	18,1%	
De 70 a 75	2.706	11,3%	0	0,0%	2.706	11,9%	
De 75 a 80	1.991	8,3%	0	0,0%	1.991	8,8%	
De 80 a 85	1.138	4,7%	0	0,0%	1.138	5,0%	IV
De 85 a 90	1.505	6,3%	912	60,6%	593	2,6%	III
De 90 a 95	692	2,9%	369	53,3%	323	1,4%	II
Acima de 95	85	0,4%	43	50,6%	42	0,2%	I
Total	23.975	100,0%	1.324	5,5%	22.651	94,5%	

Se definirmos, neste caso, que somente será concedido crédito aos clientes com *rating* I, II ou III, temos uma regra de tomada da decisão mais sofisticada do que aquela ilustrada em (7). Obviamente, o fato da instituição financeira desejar fornecer crédito a um cliente não é suficiente para o sucesso da operação: é necessário que o cliente deseje, ao

final do processo de análise, contratar algum produto/operação com a instituição. O REF permite acompanhar isto de forma detalhada, com diferentes visões (por exemplo, por produto, por região geográfica, por agência etc.).

No caso da Tabela 3, vemos, tomando-se o nível de *rating* III como ilustração, que dos 1.505 clientes inicialmente considerados, o crédito foi dado a somente 912 clientes, com os demais 593 recusando a oferta.

Um ponto que chamamos particular atenção está relacionado ao fato de que nenhum cliente com *rating* “insuficiente” (ou seja, IV e V) recebeu crédito neste exemplo. Se isto não fosse verdade, teríamos o problema de interferência na escoragem.

3.4 Relatório de interferência na escoragem

A interferência na escoragem pode ocorrer de duas formas:

- i. Quando um cliente que deveria ter tido sua proposta de crédito negada após a escoragem é, ao final, aceito. Ou seja, seu score situa-se abaixo do Ponto de Corte, mas mesmo assim uma proposta de crédito é feita ao mesmo. Neste caso, se a frequência de interferência na escoragem se mantém, e o motivo pelo qual ela está sendo aplicada também permanece no decorrer do tempo, é necessário reavaliar a política de crédito adotada, ou então o modelo de escoragem.
- ii. Quando um cliente que deveria ter tido sua proposta de crédito aceita após a escoragem é, ao final, negado. Ou seja, seu score situa-se acima do Ponto de Corte, mesmo assim sua contratação não é efetivada por outros motivos. A quantidade de negócios que deixaram de ser efetuadas para clientes com pontuação acima do Ponto de Corte deve ser avaliada para identificar possíveis falhas no processo de concessão de crédito, podendo estar ocasionando a desistência do cliente na conclusão do negócio, ou até mesmo possíveis filtros que estejam sendo muito severos no decorrer do processo.

Essas observações de cunho prático são de fundamental importância para o gerenciamento de risco de crédito na instituição, e não podem ser negligenciadas.

Este relatório é decorrente do REF, pois visa identificar os principais pontos onde a decisão final tomada foi contrária à decisão do modelo de escoragem, e tem por objetivo identificar as eventuais deficiências das políticas de crédito que estão sendo utilizadas no momento, como exemplificado na Tabela 4.

Tabela 4
Exemplo de Interferência na Escoragem

Razão da Interferência	Aprovado abaixo do PC	Recusado acima do PC
Estudante de Boa Universidade	68%	0%
Saldo em Investimentos > 50.000	11%	0%
Informação Negativa no Mercado	0%	65%
Razão de Débitos muito elevada	0%	21%
Outros	21%	14%
Total	81	571

Neste exemplo, consideremos que haja por parte de um banco o interesse em aumentar sua penetração no setor universitário. Para tal, houve a identificação de um conjunto de universidades cujos alunos são de interesse para a instituição iniciar um relacionamento financeiro. É possível, pela natureza do público-alvo, que o modelo de *credit scoring* recuse uma boa parte da população contactada. Para o aumento da participação do banco no segmento universitário é necessário, então, interferir nos resultados do modelo de *credit scoring*, fazendo ofertas de crédito a estudantes que não obtiveram escore suficiente para aprovação. No caso ilustrado na Tabela 4 teríamos que, para o conjunto de universidades consideradas de interesse pelo banco, 68% dos alunos daquelas universidades que se candidataram e obtiveram escore abaixo do Ponto de Corte iniciaram um relacionamento financeiro com o banco.

O Relatório de Interferência na Escoragem (RIE) dá uma visão, ao grupo de gestão de riscos de crédito, das decisões tomadas que contrariam os modelos de escoragem.

O grande problema que envolve este relatório é que a indústria financeira brasileira ainda não tem o hábito de apontar/codificar motivos de recusa do crédito ou interferência na escoragem do modelo, tornando este relatório, dessa forma, de difícil obtenção.

Vale lembrar, também, que o RIE é um material com muita riqueza para as áreas de Auditoria Interna e Revisão de Crédito Varejo.

4 Relatórios de efetividade da escoragem

Os relatórios de efetividade da escoragem visam avaliar a performance do modelo ao longo do tempo, considerando o período de maturação de diferentes “safras”

4.1 Relatório de desempenho do modelo

O Relatório de Desempenho do Modelo (RDM) busca comparar, para uma safra de clientes, as distribuições de maus clientes quando do desenvolvimento do modelo, com a distribuição atualizada de maus clientes. Como no caso do IEP, é recomendável utilizar uma medida de divergência para acompanhar, ao longo do tempo, como as distribuições de maus clientes evoluem, observando se estas convergem no período de maturação.

Na fórmula (3), sejam $f_0(\cdot)$ e $f_1(\cdot)$, respectivamente, as distribuições de maus clientes na população de desenvolvimento e na população atual. A fórmula (3) é válida também para quantificar a “distância” entre estas duas distribuições de maus clientes, podendo ser adaptada exatamente como no caso do IEP para considerar a escala de *rating* interno derivada do modelo de escoragem sob consideração. Explicamos os detalhes da utilização prática do RDM por meio do exemplo do modelo de *behaviour scoring* com resultados contidos na Tabela 5, cujo período de maturação é de seis meses.

Nesta tabela encontram-se a distribuição de maus clientes quando do desenvolvimento do modelo de escoragem, assim como, fixada uma safra, a evolução temporal da distribuição de maus clientes para dois, quatro e seis meses após a contratação de um certo produto. Vemos que, como no caso do IEP, a comparação é feita por nível de *rating*, muito embora isto não seja imperativo (mas apenas uma sugestão nossa). Notamos que a divergência total diminui com o passar do tempo, refletindo que as distribuições aproximam-se quando o período de maturação embutido no modelo (no caso, seis meses) termina. Por exemplo, a divergência total das distribuições de maus clientes para, respectivamente, dois, quatro e seis meses são 0,0948, 0,0143 e 0,0052, decrescendo. Neste caso específico não há indicação de que o modelo esteja requerendo alteração. Entretanto, se não houvesse uma tendência das duas distribuições citadas aproximarem-se, com as estimativas de divergência total diminuindo, medidas corretivas deveriam ser consideradas.

Tabela 5
Relatório de Desempenho

CLASSE DE SCORE	Maus Desenv.		Maus 2 meses		Maus 3 meses		Maus 4 meses		Divergência
	QTDE	QTDE %	QTDE	QTDE %	QTDE	QTDE %	QTDE	QTDE %	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	
Até 80	4.193	19,8%	114	23,4%	469	21,7%	1.967	19,6%	0,0000
81 - 100	7.672	36,2%	123	25,3%	679	31,4%	3.762	37,5%	0,0004
101 - 130	6.144	29,0%	132	27,2%	623	28,8%	2.961	29,5%	0,0001
131 - 165	2.625	12,4%	89	18,4%	324	15,0%	1.183	11,8%	0,0003
> 166	554	2,6%	28	5,7%	66	3,1%	166	1,7%	0,0044
total	21.188	100,0%	485	100,0%	2.161	100,0%	10.039	100,0%	0,0052

4.2 Relatório de desempenho da escoragem

Um outro relatório que consideramos importante no processo de acompanhamento de um modelo de escoragem é o Relatório de Desempenho da Escoragem (RDE). Este envolve a definição da Razão de Bons e Maus Clientes (RBMC), conforme a seguinte razão:

$$\frac{\text{Quantidade Total de Clientes Contratados} - \text{Quantidade de Maus Clientes}}{\text{Quantidade de Maus Clientes}} \quad (8)$$

Esta razão pode ser interpretada da seguinte forma: mede, para cada safra, a quantidade de bons clientes contratados para cada mau cliente contratado.

A Tabela 6 ilustra a utilização da RBMC para o caso de um modelo de *credit scoring*. Se nesta tabela considerarmos o caso de clientes inicialmente classificados como tendo *rating* I, vemos que com o passar do tempo (de um mês, para dois meses, para três meses) a RBMC cai de 568,1 (um mês) para 425,4 (três meses), tendo sido estimada em 568,2 quando do desenvolvimento do modelo. A julgar somente por esta observação, temos indícios de que o modelo de escoragem em questão está apresentando um desempenho pior ao longo do tempo.

Vemos na Tabela 6 que com o passar do tempo há uma piora generalizada da RBMC: por exemplo, quando comparamos as observações de um mês com as observações de três meses, vemos que a RBMC decai para todos os *ratings* considerados, o que indica a piora generalizada do modelo de escoragem sob questão.

É possível também utilizar o conceito de divergência (como no IEP e RDM) no caso aqui considerado. Sob a mesma notação da subseção anterior (RDM), calcula-se a divergência usando-se a fórmula (3). Como ilustração do uso prático das informações na Tabela 6, vemos que a divergência entre a RBMC no desenvolvimento, em relação a três meses, aumenta com o passar do tempo, saindo de 0,0143, correspondente a um mês, e indo parar em 49,8143, correspondente a três meses. Podemos observar que a distribuição da RBMC diverge cada vez mais em relação aos números esperado no desenvolvimento. Há aqui mais um indício de que o modelo de *credit scoring* considerado está necessitando revisão.

Tabela 6
Razão de Bons e Maus

CLASSE	Maus Desenv.			Maus Mês 1			Maus Mês 2			Maus Mês 3		
	QTDE	Razão		QTDE	Razão	Divergência	QTDE	Razão	Divergência	QTDE	Razão	Divergência
SCORE	Maus	B/M		Maus	B/M		Maus	B/M		Maus	B/M	
	(1)	(2)		(1)	(2)		(1)	(2)		(1)	(2)	
Até 80	4.193	4,9		7.436	5,0	0,0019	9.936	3,7	0,3124	29.357	1,3	4,9036
81 100	7.672	7,7		14.237	7,7	0,0002	17.237	6,4	0,2421	18.213	6,0	0,3960
101 130	6.144	17,0		10.100	17,4	0,0121	11.100	15,9	0,0757	14.734	11,9	1,7647
131 165	2.625	74,2		4.183	74,3	0,0001	4.283	77,8	0,1631	5.183	64,3	1,4415
> 166	554	568,2		732	568,1	0,0000	782	564,0	0,0308	932	425,4	41,3085
total	21.188			36.688		0,0143	43.338	100,0%	0,8241	68.419	100,0%	49,8143

4.3 Relatório de Kolmogorov-Smirnov

O teste estatístico mais utilizado pelos analistas na prática local para aferição de modelos de escoragem é, certamente, o Teste de Kolmogorov-Smirnov (KS). Este relatório mede, para uma dada safra, a máxima distância entre a distribuição de frequência acumulada dos bons clientes em relação à distribuição de frequência acumulada dos maus clientes. (Conover, 1980).

Se as distribuições de frequência acumulada dos bons e maus clientes da safra maturada do mês i são denotadas por $F_{iB}(\cdot)$ e $F_{iM}(\cdot)$, respectivamente, então a distância de KS é dada por:

$$\|F_{iB} - F_{iM}\|_{\infty} \quad (9)$$

A Tabela 7 dá uma “regra de bolso” adotada pelos praticantes locais e internacionais para a verificação da qualidade de um modelo de escoragem (*credit scoring* ou *behaviour scoring*) no que se refere à distância de KS. Por exemplo, no caso de um modelo de *credit scoring* cuja distância está abaixo de 20%, há forte indício de um baixo nível de discriminação no modelo, o que sugere a necessidade de alteração do mesmo. Já no caso de um modelo de *behaviour scoring* com distância acima de 75% temos uma discriminação excelente.

Tabela 7
Valores Críticos da Distância de Kolmogorov-Smirnov

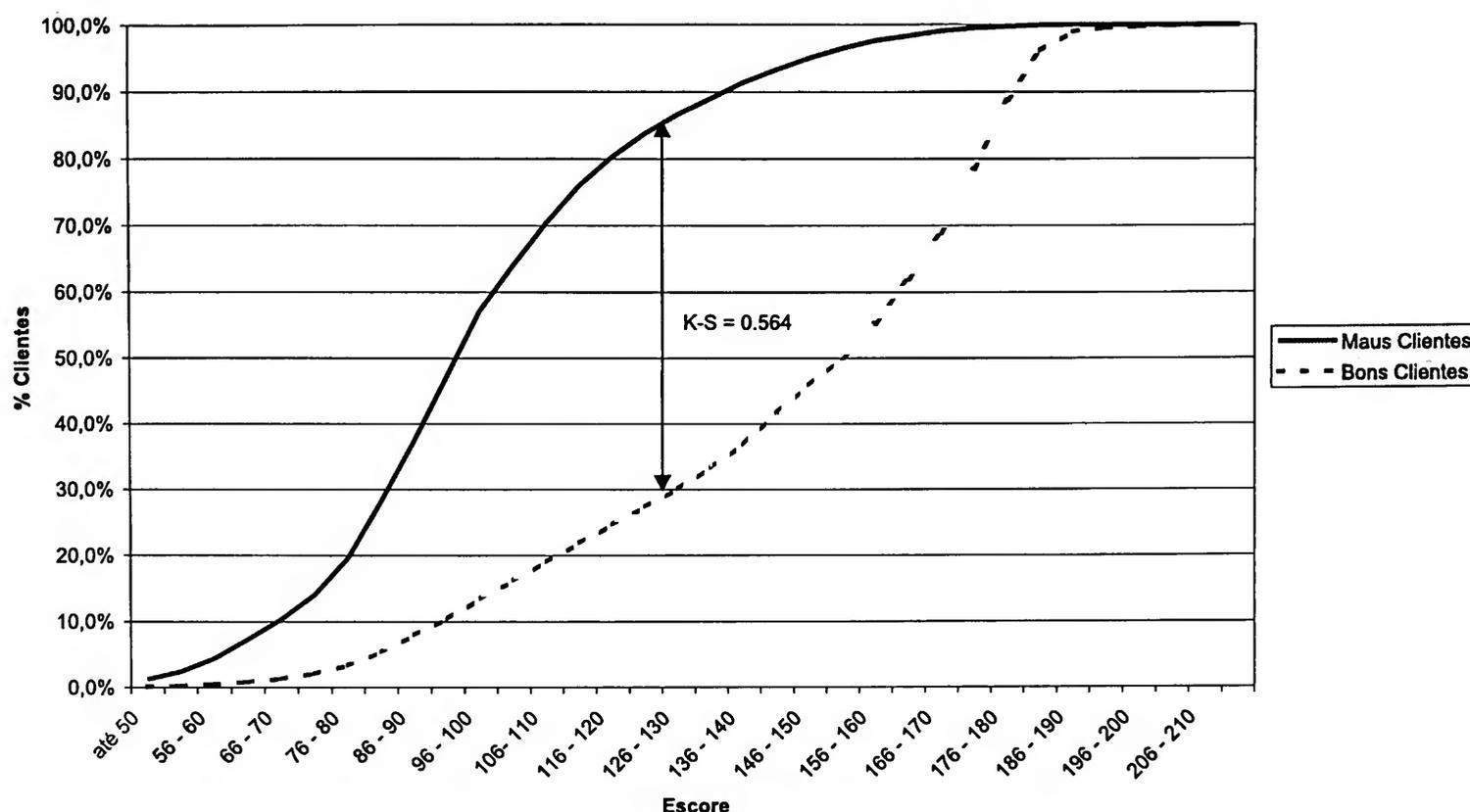
K-S	Discriminação Credit Scoring	Discriminação Behaviour Scoring
< 15%	Discriminação Muito Baixa	Discriminação Muito Baixa
15 a 25%	Discriminação Baixa	Discriminação Muito Baixa
25 a 35%	Discriminação Aceitável	Discriminação Muito Baixa
35 a 45%	Discriminação Boa	Discriminação Baixa
45 a 55%	Discriminação Excelente	Discriminação Baixa
55 a 65%	Discriminação Excelente	Discriminação Aceitável
65 a 75%	Discriminação Excelente	Discriminação Boa
> 75%	Discriminação Excelente	Discriminação Excelente

A Tabela 8 traz um exemplo do uso do teste de KS no caso de um modelo de *behaviour scoring*. Vemos que a distância de KS, neste caso, é de 56,4%, o que, segundo a Tabela 7 (para modelos de *behaviour scoring*), apresenta um nível de discriminação aceitável. A Figura 4 ilustra graficamente o resultado apresentado na Tabela 8.

Tabela 8
Kolmogorov-Smirnov para Modelo de Escoragem

CLASSE DE SCORE	BEHAVIOR SCORING				K-S
	MAUS		BONS		
	QTDE %	ACUM %	QTDE %	ACUM %	
até 50	1,2%	1,2%	0,1%	0,1%	1,1%
51 - 55	1,2%	2,4%	0,1%	0,2%	2,2%
56 - 60	2,0%	4,4%	0,2%	0,5%	3,9%
61 - 65	2,9%	7,3%	0,4%	0,9%	6,4%
66 - 70	3,1%	10,3%	0,5%	1,3%	9,0%
71 - 75	3,7%	14,1%	0,8%	2,1%	11,9%
76 - 80	5,5%	19,6%	1,2%	3,4%	16,2%
81 - 85	8,5%	28,1%	2,0%	5,4%	22,7%
86 - 90	9,2%	37,3%	2,6%	8,0%	29,4%
91 - 95	9,8%	47,1%	2,5%	10,5%	36,7%
96 - 100	9,9%	57,1%	3,1%	13,5%	43,5%
101 - 105	6,8%	63,9%	2,7%	16,2%	47,6%
106 - 110	6,3%	70,2%	2,8%	19,1%	51,1%
111 - 115	5,6%	75,8%	2,9%	22,0%	53,8%
116 - 120	4,4%	80,2%	2,7%	24,7%	55,5%
121 - 125	3,5%	83,7%	2,7%	27,4%	56,3%
126 - 130	2,9%	86,6%	2,7%	30,1%	56,4%
131 - 135	2,4%	88,9%	3,2%	33,4%	55,6%
136 - 140	2,4%	91,4%	3,6%	36,9%	54,4%
141 - 145	1,9%	93,3%	4,8%	41,7%	51,6%
146 - 150	1,7%	95,0%	4,3%	46,0%	49,1%
151 - 155	1,4%	96,5%	4,1%	50,0%	46,4%
156 - 160	1,2%	97,6%	5,3%	55,3%	42,3%
161 - 165	0,7%	98,3%	6,7%	62,0%	36,4%
166 - 170	0,8%	99,1%	6,9%	68,9%	30,2%
171 - 175	0,4%	99,5%	9,7%	78,5%	21,0%
176 - 180	0,3%	99,8%	10,2%	88,8%	11,0%
181 - 185	0,1%	99,9%	7,4%	96,1%	3,8%
186 - 190	0,1%	100,0%	2,8%	99,0%	1,0%
191 - 195	0,0%	100,0%	0,6%	99,6%	0,4%
196 - 200	0,0%	100,0%	0,2%	99,7%	0,3%
201 - 205	0,0%	100,0%	0,2%	99,9%	0,1%
206 - 210	0,0%	100,0%	0,1%	100,0%	0,0%
> 210	0,0%	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%
total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	56,4%

Figura 4
Representação Gráfica da Distância de Kolmogorov-Smirnov
 K-S da Safra



Mais uma vez recomendamos que a evolução de KS seja acompanhada no que se refere ao julgamento do desempenho de um modelo de escoragem: no caso da diminuição desta, deve-se entender que há um indício da piora na capacidade discriminatória do modelo.

5 Relatório de alterações na escoragem

Todo modelo desenvolvido e implementado deve conter um documento que relate sua história de forma clara e objetiva. O Relatório de Alterações na Escoragem (RAE) é o local onde devem ser apontados todos os fatos relevantes e as pessoas envolvidas no desenvolvimento, implementação e uso de um modelo de escoragem.

O RAE deve ser individual (ou seja, um RAE para cada modelo de escoragem) e conter informações relativas ao desenvolvimento, implementação e operacionalização, definição de ponto de corte, alterações no ponto de corte, e eventual data de descontinuação do uso do modelo. Cada fato apontado no RAE deve conter a data, o nome da pessoa que efetuou o evento, e o nome do gestor que autorizou o evento.

A Tabela 9 fornece uma visão simplificada do que deveria ser um RAE.

Tabela 9
Relatório da Alteração de Escoragem

PCL - Modelo F55					
Data	Ocorrência	Executor	Aprovação	Data da Implementação	Observação
15-01-1988	Início do desenvolvimento do modelo	José Silva e André Pereira	Bernardo Costa	15-01-1988	
25-04-1988	Validação e teste do modelo	José Silva e André Pereira	Bernardo Costa	25-04-1998	Modelo Ok
26-04-1988	Implementação	Área de Sistemas	Bernardo Costa	07-05-1998	
07-11-1988	Alteração no ponto de corte	André Pereira	Bernardo Costa	01-12-1998	Campanha aumento de base de clientes
20-02-1999	alteração no ponto de corte	André Pereira	Bernardo Costa	01-03-1999	Fim da campanha
15-05-1999	Modelo apresenta alterações no IEP e CA	José Silva	Bernardo Costa		Início de desenvolvimento de um novo modelo
01-08-1999	Substituição do modelo	José Silva e André Pereira	Bernardo Costa	01-08-1999	

6 Conclusão

A principal mensagem deste artigo é que o acompanhamento de um modelo de escoragem **após** sua implementação deve ser feita de forma criteriosa, ao contrário da prática existente hoje no mercado de varejo brasileiro. Para tal, uma metodologia foi apresentada.

Nossa proposta cobre os três aspectos fundamentais para a análise de modelos de escoragem. Primeiramente, deve-se fazer a verificação da estabilidade da população, buscando verificar eventuais diferenças existentes entre a população do desenvolvimento e a população atual. Em segundo lugar, verificar a efetividade da escoragem, observando uma eventual deterioração do modelo ao longo do tempo, usando para tal diferentes “safras” de clientes. Por fim, relatórios de alteração da escoragem, que carregam o histórico

do modelo consigo, permitindo que a Auditoria Interna e a Revisão de Crédito Varejo recuperem alterações e seus responsáveis.

Não é recomendável a utilização de uma única técnica estatística para o acompanhamento de um modelo de escoragem. Nossa sugestão é a utilização conjunta de todas as técnicas apresentadas. O julgamento final do desempenho de um modelo de escoragem deve ser feito em função dos resultados obtidos para todas as técnicas apresentadas. É um julgamento de caráter subjetivo, o qual requer conhecimentos técnico e prático, simultaneamente.

Por fim, deve-se ressaltar que a implementação de todas as técnicas apresentadas não é difícil, requerendo um esforço apenas marginal quando comparado ao já realizado pelo grupo de modelagem de crédito varejo. Os exemplos das técnicas apresentados no artigo ilustram que a utilização das técnicas não é difícil, na prática.

Referências

Banco Central do Brasil. *Resolução 2099*. Brasília: Banco Central do Brasil, 1994.

_____. *Resolução 2682*. Brasília: Banco Central do Brasil, 1999.

_____. *Resolução 2724*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2000.

Bank for International Settlements. *Best practices for credit risk disclosure*. Basel: Bank for International Settlements, 2000.

_____. *The new capital accord: consultative document*. Basel: Bank for International Settlements, 2001.

Billingsley, P. *Probability and integration*. New York: John Wiley & Sons, 1979.

Caouette, J. B.; Altman, E. I.; Narayan, P. *Managing credit risk: the next great financial challenge*. New York: John Wiley & Sons, 1998.

Conover, W. J. *Practical nonparametric statistics*. New York: John Wiley, 1980.

Derman, E. Valuing models and modeling value. *Journal of Portfolio Management*, v. 22, n. 2, p. 106-114, 1996.

- Duarte Jr., A. M. Model risk and risk management. *Derivatives Quarterly*, v. 3, n. 2, p. 60-72, 1997.
- Federal Reserve System. *Assessing capital adequacy in relation to risk at large banking organizations and others with complex risk profiles*. Washington: Division of Banking Supervision and Regulation, 1999.
- Kulback, S. *Information theory and statistics*. New York: Dover Publications, 1968.
- Lewis, E. M. *An introduction to credit scoring*. San Rafael: Athena Press, 1992.
- Mays, E. *Credit risk modelling*. Chicago: Glenlake Publishing Company, 1998.
- Prado, R. G. A.; Bastos, N. T.; Duarte Jr., A. M. Gerenciamento de riscos de crédito em bancos de varejo no Brasil. *Tecnologia de crédito: Serasa*, n. 19, p. 7-30, 2000.
- Rosa, P. T. M. *Modelos de 'credit scoring': regressão logística, chaid e real*. 2000. Dissertação (Mestrado), Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Sicsú, A. L. Desenvolvimento de um sistema de credit scoring. In: Duarte Jr., A. M.; Varga, G. (orgs.), *Gestão de riscos no Brasil*. Rio de Janeiro: Editora Financial Consultoria, 2003.
- Thomas, L. C.; Crook, J. N.; Edelman, D. B. *Credit scoring and credit control*. Oxford: Oxford University Press, 1992.
- _____. *Credit scoring and its applications*. Philadelphia: SIAM, 2002.

Valorando o conforto ambiental: atitudes e comportamento na disposição a pagar

Ademar Romeiro[§]
Alexandre Gori Maia[□]

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar a eficiência do método de avaliação contingente, aplicando sua técnica para estimação econômica do conforto ambiental (térmico, acústico e luminoso) dos prédios administrativos da Universidade de Campinas. A especificidade do objeto de estudo permitiu uma avaliação mais clara da eficiência do método em questão. Considerando que as variáveis socioeconômicas e o comportamento das pessoas podem comprometer os resultados da pesquisa, procurou-se identificar as atitudes capazes de influenciar as estimativas econômicas da população. A análise dos resultados mostrou que efetivamente seguir todas as recomendações de uma pesquisa de Avaliação Contingente pode não ser suficiente para garantir a confiabilidade das estimativas. Em alguns casos há a necessidade do estudo das atitudes para compreender a distribuição das preferências da população e identificar possíveis fontes de vieses nas estimativas. Neste estudo a identificação destas atitudes foi essencial para aumentar a precisão dos estimadores, analisar a confiabilidade das estimativas, e determinar os principais grupos de beneficiados com um projeto de adequação dos espaços internos da Universidade às condições ideais de conforto ambiental.

Palavras-chave: avaliação contingente, atitudes, análise de *cluster*, conforto ambiental.

ABSTRACT

This project purpose is to analyze the efficiency of the contingent valuation method, applying its technique for economic estimation of environmental comfort (thermal, acoustical and luminous) of University of Campinas administrative buildings. The specificity of the study allowed for a better assessment of the method itself. Considering that the socio-economic variables and the people behavior could undermine the research results, it was important to identify people's attitudes that were capable of biasing their economic estimates. The results' analysis has shown that one cannot just follow the standard recommendations for a Contingent Valuation research as to obtain a reliable estimation. It would be necessary to study the attitudes as to understand the preferences distribution of the population and to identify the biases sources of the estimates. In this research the identification of those attitudes has been crucially important to enhance the estimators precision, to the analysis of the estimation reliability and to the determining of the main beneficiaries groups of a project to adequate the internal spaces of the University to the ideal conditions of environmental comfort.

Key words: contingent valuation, attitudes, cluster analysis, environmental comfort.

JEL classification: Q26.

§ Docente do Instituto de Economia da UNICAMP (ademar@eco.unicamp.br).

□ Pesquisador do Instituto de Economia da UNICAMP (gori@eco.unicamp.br).

1 Introdução

Encontra-se na literatura uma série de métodos capazes de fornecer alguma estimativa econômica dos benefícios atribuídos a um bem ou serviço ambiental. Todos apresentam algum tipo de limitação, e ainda não há um consenso quanto à eficiência de um método em relação ao outro, mesmo porque não há como precisar o real preço de um bem ou serviço ambiental. Temos ainda um profundo desconhecimento das complexas relações da biodiversidade, da capacidade de regeneração do ambiente, e seu limite de suporte das atividades humanas. Um processo que resume toda a complexidade ambiental numa simples medida de valor monetário irá indubitavelmente provocar uma importante perda de informação. (Bromley, 1995).

Cada método apresenta uma eficiência específica para determinado caso, mas a maior dificuldade de todos encontra-se na estimativa de valores não relacionados ao uso do recurso ambiental, sem considerar sua utilidade atual ou futura. Estes valores de 'existência' dos atributos ambientais não estão associados ao consumo, e referem-se usualmente ao comportamento ético, cultural ou altruísta dos indivíduos.

O método de avaliação contingente (MAC) difere dos demais pela forma direta de captação dos valores na população, possibilitando a estimativa tanto dos valores de uso quanto dos valores de existência dos recursos ambientais. Simula um mercado hipotético, entrevistando a população quanto à sua disposição a pagar (DAP) pelo bem ou serviço ambiental, ou a disposição a receber (DAR) para abster-se do mesmo. De modo geral, é reconhecida sua validade como método de avaliação econômica para casos específicos, embora ainda haja um grande debate quanto a sua real eficiência, e sua utilização continua sendo muito polêmica. O método veio ganhando aceitabilidade à medida que novos estudos aprimoraram a técnica e forneceram base para validação dos resultados. Atualmente o método é aceito por diversos organismos nacionais e internacionais, e utilizado para avaliação de projetos de grandes impactos ambientais.

Entretanto, sua aplicação exige uma série de cuidados e recomendações especiais para que a análise de suas estimativas não seja comprometida. Entre estas recomendações,¹ pode-se dizer que tão importante quanto estudar a estimativa da disposição média - ou mediana - a pagar, é conhecer sua distribuição dentro da população. Saber quem é a favor

1 Descrição detalhada das recomendações pode ser vista em Maia (2001).

ou contra a política sob avaliação, detectando os principais padrões de comportamento dentro dos diferentes grupos de pessoas, é fundamental para validar a valoração e garantir a confiabilidade dos estimadores das preferências individuais.

A literatura de psicologia social referente ao comportamento humano estabelece as atitudes como um importante estimador do comportamento, intenções de comportamento, e fator explicativo de variações em comportamentos individuais. (Fishbein e Ajzen, 1975). Pesquisas relacionando atitudes e preferências mostram a existência de uma clara correlação entre ambas.²

Nesse sentido, a avaliação da relação entre a atitude e o comportamento das pessoas permite utilizar as atitudes ambientais como estimador das ações humanas relativas ao ambiente e à participação em processos de decisão. A detecção das atitudes dentro dos grupos populacionais também é essencial no planejamento da pesquisa. Se atitudes que influenciam a DAP são muito heterogêneas na população, mas homogêneas na amostra, o procedimento de amostragem pode ser uma fonte potencial de erro na mensuração da DAP.

Tendo em conta este quadro analítico básico, o objetivo principal deste trabalho foi analisar a eficiência do MAC, avaliando a influência das atitudes e do comportamento de funcionários e docentes da UNICAMP - Universidade Estadual de Campinas - na estimativa da DAP pelo conforto ambiental dos prédios administrativos da universidade.

2 A estrutura da pesquisa

Além de objeto para estudo metodológico de valoração, a avaliação econômica do conforto ambiental traria importantes conclusões para analisar os custos de um ambiente desconfortável para empregados e empregadores. O desconforto no ambiente de trabalho expõe os funcionários a condições impróprias para a execução de suas atividades e provoca perdas de benefícios tanto para o empregado, com a redução de seu bem-estar, como para o empregador, com a queda na produtividade.

2 Ver Siikamäki (1998) e Kotchen (2000).

Como o trabalho desenvolvido na universidade trata-se basicamente de produção intelectual, não havia uma medida eficaz para quantificar os benefícios - aumento da produção intelectual - que a adaptação dos ambientes de trabalho às condições de conforto ambiental traria para a universidade. A alternativa proposta neste estudo foi a aplicação de um método direto de valoração, pedindo para que os próprios funcionários e docentes estimassem economicamente os benefícios relacionados a um aumento do bem-estar, sob a forma da disposição a pagar pelas alterações ambientais.

Entretanto, as estimativas de disposição a pagar podem estar fortemente associadas às atitudes e ao comportamento das pessoas em relação ao conforto ambiental, à administração da universidade, às atividades desempenhadas, ou outros fatores externos. A detecção das atitudes das pessoas não é uma tarefa fácil, pois se trata usualmente de variáveis latentes, não obtidas diretamente por meio de um questionário. (Siikamäki, 1998). A solução encontrada foi a captação de variáveis observáveis relacionadas às atitudes e, por meio de métodos estatísticos, a detecção das variáveis latentes, identificação de seus significados, e testes de significância no modelo estatístico. Desta forma, questões relativas à satisfação com seu trabalho e com o conforto de seu ambiente de trabalho na universidade permitiram identificar as atitudes das pessoas e classificá-las em grupos distintos de comportamento.³

Ao final, foram realizadas 271 entrevistas pessoais com funcionários e docentes da universidade. Foram questionadas variáveis relativas ao ambiente, à satisfação com a universidade, características socioeconômicas do entrevistado e sua avaliação econômica para o conforto ambiental da universidade. Um detalhado cenário acompanhava o questionário, esclarecendo as possíveis causas de um ambiente desconfortável, as condições atuais e as alterações propostas nos ambientes da universidade.⁴

Duas estimativas econômicas foram testadas: a disposição a pagar pela adequação dos ambientes à condição de conforto ambiental; e uma estimativa direta da função de produção, onde o próprio entrevistado estimava seu percentual de produção sacrificada pelo desconforto. Além de servir de base de comparação com a DAP, a estimativa de produção sacrificada forneceu importantes argumentos para aprimorar a análise sobre os padrões de comportamentos da população.

3 A descrição das variáveis do questionário encontra-se no Anexo A.

4 Para mais esclarecimentos, veja Maia (2002).

Os passos metodológicos utilizados nesta pesquisa podem ser assim resumidos: (i) identificação das atitudes; (ii) identificação dos grupos de comportamentos; (iii) estimativa de produção sacrificada pelo desconforto; (iv) disposição a pagar pelo conforto ambiental.

Para identificar as atitudes (i), as variáveis observáveis do questionário foram agrupadas em alguns fatores latentes representando atitudes em relação à satisfação com o trabalho e à satisfação com o conforto do ambiente de trabalho. Em seguida, estas atitudes foram utilizadas como indicadores para definição dos grupos homogêneos de comportamento na população (ii).

As atitudes e os grupos de comportamento, assim como as principais variáveis socioeconômicas, foram então relacionados às estimativas de produção sacrificada (iii) e de disposição a pagar (iv), fornecendo evidências para analisar a homogeneidade entre os diferentes grupos da população.

3 Metodologia e resultados

3.1 Identificação das atitudes

3.1.1 Metodologia

A metodologia utilizada para a identificação das atitudes foi a análise fatorial, que extrai fatores comuns dentro de uma série de variáveis observáveis. Com a análise fatorial é possível reduzir as diversas variáveis observáveis de nosso questionário em alguns fatores não observáveis, explicando sentimentos implícitos em relação ao trabalho na universidade e ao conforto do ambiente de trabalho do funcionário.

A análise fatorial assume que as variáveis observáveis sejam combinações lineares de alguns fatores não observáveis e hipotéticos. (Kim e Mueller, 1978). Um fator pode contribuir para a variância de duas ou mais variáveis observáveis (fator comum), ou contribuir para a variância de apenas uma variável observável (fator único). A equação de um fator comum pode ser definida por:

$$y_{ij} = x_{i1} b_{1j} + x_{i2} b_{2j} + \dots + x_{iq} b_{qj} + e_{ij}$$

onde y_{ij} é o valor da i -ésima observação para a j -ésima variável; x_{ik} é o valor da i -ésima observação para o k -ésimo fator comum; b_{kj} é o coeficiente da regressão do k -ésimo fator comum em prever a j -ésima variável; e_{ij} é o valor da i -ésima observação no j -ésimo fator único; e q é o número de fatores comuns

Depois de estimados, a interpretação dos fatores é um processo um tanto subjetivo e significa assinalar a cada fator um nome que reflita a importância do mesmo em prever cada variável observável. Entretanto, a análise foi facilitada pela rotação dos fatores, uma transformação linear que pode tornar as relações entre o fator e as variáveis observáveis mais claras e objetivas sem, contudo, alterar o poder explanatório dos fatores.

A rotação pode ser oblíqua ou ortogonal. A rotação oblíqua frequentemente produz modelos mais satisfatórios que a ortogonal, embora seus fatores sejam correlacionados. Isto significa que deixa de haver uma medida única de importância de um fator na explicação de uma variável, o que pode tornar a análise um tanto ambígua. Em todas as nossas análises optamos pela rotação ortogonal *varimax*,⁵ que gerou os fatores mais adaptados ao contexto de nossa pesquisa.

3.1.2 Resultados

a) Satisfação com o trabalho

Foram identificados dois fatores comuns que, juntos, explicavam 73% da variância comum das informações relativas à satisfação com o trabalho (Tabela 1). A escolha do número de fatores foi feita com base no teste de Scree,⁶ e na contribuição parcial de cada autovalor na variância de nossos dados. As estimativas finais de comunalidade mostraram que todas as variáveis eram bem explicadas pelos dois fatores comuns, com estimativas variando de 0,61 na variável ST6 (é valorizado adequadamente), até 0,79 para a variável ST4 (clima de trabalho agradável). Os fatores representando as atitudes em relação à satisfação com o trabalho foram assim identificados:

5 Ver SAS/STAT (1990).

6 O teste de Scree resume-se a examinar o gráfico de autovalores e parar a fatoração quando os autovalores iniciarem a formação de uma linha reta quase horizontal. (Kim & Mueller, 1978).

FATORTR1: Insatisfação com trabalho em si. Fator positivamente correlacionado com a insatisfação com o que faz (ST1), falta de motivação no trabalho (ST2), e falta de expectativa de crescimento pessoal (ST3).

FATORTR2: Insatisfação com a universidade. Este fator reflete a insatisfação da pessoa com as condições de trabalho da universidade, apresentando altas correlações positivas com o clima de trabalho desagradável (ST4), estrutura de trabalho desorganizada (ST5) e falta de valorização adequada (ST6).

Tabela 1
Fatores Comuns para Satisfação com o Trabalho

Variável	Coeficientes		Comunalidade
	FATORTR1	FATORTR2	
ST1	0,85	0,12	0,74
ST2	0,83	0,25	0,75
ST3	0,76	0,42	0,75
ST4	0,15	0,87	0,79
ST5	0,26	0,83	0,70
ST6	0,49	0,61	0,61
Autovalores	2,32	2,08	4,40
% Variância	38 %	35 %	73%

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

Descrição das variáveis no Anexo A.

b) Satisfação com o conforto do ambiente de trabalho

Neste item foi possível reduzir as dezesseis variáveis relativas à satisfação com o ambiente de trabalho a três fatores comuns que, juntos, explicavam 47% da variabilidade dos dados (Tabela 2). Novamente, o número de fatores foi determinado pelo teste de Scree e pela contribuição parcial de cada autovalor na variabilidade dos dados. Embora a variável AT9 (temperatura no inverno sem ar condicionado) tenha apresentado um baixo

índice de comunalidade (0,09), já era esperado que algumas variáveis desta análise não fossem aproveitadas.⁷

Os fatores, representando as atitudes em relação ao ambiente de trabalho, foram assim classificados:

FATORAT1: Desconforto térmico e luminoso. Este fator possui correlações positivas com as questões relativas às condições de desconforto térmico e luminoso do ambiente de trabalho. Valores positivos para este fator significam principalmente insatisfação relativa com as condições de controle da temperatura (AT10), temperatura no verão (AT8), umidade (AT11), controle de luminosidade (variável AT7), claridade ao apagar as lâmpadas (AT5) e ventilação do ambiente (AT13).

FATORAT2: Desconforto acústico e insatisfação com o ambiente. Neste fator encontramos correlações positivas com as questões relativas às condições de conforto acústico e situação de bem-estar do ambiente. Valores positivos para este índice indicam principalmente insatisfação relativa às condições de privacidade do ambiente (AT2), nível de agrado (AT1), silêncio (AT3) e a facilidade de acesso à sala de trabalho (AT16).

FATORAT3: Ausência de personalização. Indica a insatisfação com a possibilidade de adaptar o ambiente às suas preferências. Possui correlações positivas com as condições relativas à ausência de som ambiente ao gosto (AT4), de decoração personalizada (AT14) e de um visual externo agradável (AT15).

7 Algumas variáveis podem não significativas na determinação de qualquer tipo de comportamento da população.

Tabela 2
Fatores Comuns para Avaliação do Conforto do Ambiente de Trabalho

Variável	Coeficientes			Comunalidade
	FATORAT1	FATORAT2	FATORAT3	
AT10	0,70	0,03	0,24	0,50
AT8	0,68	0,18	0,08	0,50
AT11	0,60	-0,11	-0,02	0,45
AT7	0,65	-0,08	0,31	0,53
AT5	0,63	0,17	-0,16	0,45
AT13	0,59	0,49	-0,06	0,60
AT2	0,09	0,72	0,19	0,57
AT1	0,14	0,71	0,05	0,53
AT3	0,09	0,61	0,31	0,49
AT16	-0,11	0,59	-0,07	0,37
AT12	0,47	0,49	0,06	0,46
AT15	0,10	0,47	0,44	0,42
AT9	0,20	0,23	-0,02	0,09
AT4	-0,09	0,15	0,80	0,67
AT14	0,18	0,41	0,56	0,52
AT6	-0,16	0,32	-0,43	0,31
Autovalores	2,95	2,89	1,66	7,51
% Variância	19 %	18 %	10 %	47 %

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

Descrição das variáveis no Anexo ^a

3.2 Identificação dos grupos de comportamento

3.2.1 Metodologia

Uma vez agrupadas as variáveis observáveis em fatores comuns por meio da análise fatorial, foi aplicada outra técnica estatística de análise multivariada, a análise de *cluster*, para agregarmos observações com atitudes semelhantes em grupos homogêneos de comportamento.

A análise de *cluster* procura definir grupos hierárquicos dentro de uma população. Há uma série de métodos que podem ser empregados neste processo, mas todos se baseiam no mesmo princípio de agrupamentos hierárquicos aglomerativos. No início do processo

cada elemento da amostra representa um *cluster*. Os dois *clusters* mais próximos são unidos para formar um novo *cluster* que substitui estes dois, e assim sucessivamente, até que reste apenas um. A diferença entre os métodos está na maneira como a distância entre os *clusters* é calculada. (SAS/STAT, 1990). Este trabalho adotou o método de Ward⁸ para definição dos *clusters* por ter apresentado os melhores resultados na agregação das observações.

Em todas as análises, a decisão sobre o número de grupos de comportamento adotado foi uma ponderação entre a estatística R^2 semiparcial⁹ e a viabilidade de análise para cada número de grupos.

3.2.2 Resultados

a) Satisfação com o trabalho

Para satisfação com o trabalho foram definidos quatro grupos que, baseados nos valores médios para as atitudes em relação à satisfação com o trabalho (Tabela 3), foram definidos da seguinte maneira:

Grupo 1: Plenamente satisfeitos. É o grupo majoritário, com 43% da população. São pessoas que apresentaram as melhores avaliações de satisfação com a empresa, além de uma boa satisfação com o trabalho em si.

Grupo 2: Satisfeitos com o trabalho em si. Este grupo engloba 37% da população e representa as pessoas que possuem as melhores avaliações para o trabalho, mas que estão relativamente insatisfeitas com a universidade. A maioria deste grupo é formada por docentes (64%) e pessoas com nível superior (91%).

Grupo 3: Totalmente insatisfeitos. Agrupa 15% da população e representa pessoas que possuem os maiores níveis de insatisfação com o trabalho exercido, além de relativa insatisfação com a universidade. É formado na maior parte por funcionários (69%).

8 O método de Ward utiliza a análise de variância para estimar a distância entre dois *clusters*, procurando em cada passo minimizar a soma dos quadrados de dois *clusters* que possam se unir.

9 A estimativa R^2 semiparcial estima o decréscimo na proporção da variância resultante da união de mais dois *clusters*.

Grupo 4: Insatisfeitos com a universidade. Representam apenas 4% da população e agrega as pessoas que avaliaram da pior maneira a satisfação com a universidade, embora apresentem relativa satisfação com o trabalho desenvolvido. Este grupo apresenta também o maior tempo médio de trabalho na universidade (17 anos, em média).

Tabela 3
Grupos de Satisfação com o Trabalho

Grupo	% População	Média FATORTR1	Média FATORTR2
1	43	-0,06	-0,67
2	37	-0,62	0,31
3	14	1,82	0,28
4	4	-0,34	3,21

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

b) Satisfação com o conforto do ambiente de trabalho

Para a satisfação com o conforto do ambiente de trabalho foram definidos quatro grupos, assim classificados (veja também Tabela 4):

Grupo 1: Desconforto acústico e insatisfação com o ambiente. Este grupo agrega 24% da população e compõe-se basicamente por aqueles que consideram seus ambientes os mais desagradáveis e desconfortáveis acusticamente. É formado, na sua maioria, por funcionários (58%).

Grupo 2: Conforto relativo. Representa o grupo dos plenamente satisfeitos com a situação de conforto do ambiente e constituem 22% de nossa população. Estas pessoas consideram o ambiente de trabalho relativamente confortável, agradável e personalizado. É também o grupo com o menor tempo médio de trabalho na universidade (9 anos, em média).

Grupo 3: Falta de personalização. Este grupo agrega 18% da população e representa aqueles que destacam a falta de personalização do ambiente, embora o considerem relativamente agradável e com boas condições de conforto acústico. Constituído principalmente por docentes (78%).

Grupo 4: Desconforto térmico e luminoso. Representa 21% da população e é formado pelas pessoas que trabalham em ambientes os quais julgam desconfortáveis térmica e

acusticamente, embora os considerem relativamente personalizados, agradáveis e com conforto acústico.

Tabela 4
Grupos de Satisfação com o Conforto do Ambiente de Trabalho

Grupo	% População	Média FATORAT1	Média FATORAT2	Média FATORAT3
1	24	0,02	1,20	-0,03
2	22	-1,11	-0,31	-0,55
3	18	0,15	-0,70	1,25
4	21	0,97	-0,42	-0,48

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

3.3 Produção sacrificada pelo desconforto

3.3.1 Metodologia

A produção sacrificada é uma metodologia de mensuração econômica que exige o conhecimento das relações estatísticas entre a alteração na provisão de um atributo ambiental e o respectivo impacto na produção de um produto com preço definido no mercado. Sob esta premissa, sua aplicação neste estudo de caso seria inviável, já que não há nenhuma medida eficaz para estimar, com precisão, a produção intelectual de funcionários e docentes perdida em consequência do desconforto ambiental da universidade.

Entretanto, foi possível obter uma estimativa direta pedindo para a própria pessoa avaliar o quanto sua produção estava sendo afetada pela inadequação de seu ambiente de trabalho. Embora seja uma estimativa passada sob circunstâncias hipotéticas, e sujeita a um provável viés de superavaliação, é razoável acreditar que esta superavaliação seja um fenômeno uniforme dentro da população.¹⁰ Caso a racionalidade das estimativas seja de fato constatada entre os grupos de comportamento, a produção sacrificada estaria não só identificando os principais beneficiados com o projeto de adequação do ambiente, como tornando-se um importante constructo para validade da DAP.

¹⁰ Não privilegiando nenhum grupo de comportamento em especial.

A análise da produção sacrificada pelo desconforto ambiental foi dividida em três passos principais:

- i) cálculo do percentual médio de produção sacrificada e, proporcionalmente aos salários dos funcionários e docentes, o custo no orçamento mensal da universidade;
- ii) ajuste de uma regressão linear múltipla para identificar os fatores socioeconômicos mais significativos associados às estimativas de produção sacrificada.¹¹ A equação relacionando a variável dependente *PRODPERC* (percentual de produção sacrificada) às variáveis independentes pode ser definida por:

$$\text{prodperc} = a + x_1 b_1 + x_2 b_2 + \dots + x_q b_q$$

onde *prodperc* é o percentual de produção sacrificada; *a* é o intercepto; x_k é a *k*-ésima variável socioeconômica; b_k é o coeficiente da regressão da *k*-ésima variável socioeconômica; *q* é o número de variáveis socioeconômicas do modelo;

- iii) estimativa média de produção sacrificada em cada grupo de comportamento, para avaliar a influência dos *clusters* na perda de produtividade dos funcionários e docentes.

3.3.2 Resultados

Foi indagado se a pessoa acreditava que sua produção poderia aumentar com um ambiente confortável, e se saberia estimar este possível percentual de acréscimo. A grande maioria, cerca de 87% dos entrevistados, disse acreditar no aumento de produção, e estimou um acréscimo médio de 30% (Tabela 5).¹²

Se os funcionários estão dispostos a aumentar suas produções na condição de conforto ambiental, significa que a universidade está perdendo uma parcela do salário paga a cada

11 As relações mais significativas foram selecionadas por meio do procedimento *STEPWISE* do SAS System. Pelo método *STEPWISE*, as variáveis independentes são adicionadas ao modelo uma a uma, desde que a estatística *F* para a variável adicionada seja significativa ao nível de 10%. Após adicionar uma variável, o método *STEPWISE* verifica todas as demais variáveis já incluídas no modelo para testar se a estatística *F* de alguma delas deixou de ser significativa ao nível de 10%. O processo se encerrará quando não houver mais variáveis significativas a serem incluídas ou retiradas do modelo.

12 Quem disse não acreditar no aumento de produção foi considerado como aumento 0.

funcionário na forma de produção sacrificada pelo desconforto das salas de trabalho. Supondo que com o aumento a pessoa alcance sua produção máxima (100%), correspondente ao seu salário integral, é possível estimar a produção atual do funcionário¹³ e o custo associado ao desconforto.

Sendo Δp a produção sacrificada estimada pelo entrevistado, sua produção atual p será dada por:

$$p(1 + \Delta p) = 1 \implies p = \frac{1}{1 + \Delta p}$$

O custo unitário do desconforto c para a universidade representa a parcela do salário s paga a cada funcionário que está sendo sacrificada pelo desconforto ambiental. Este custo poderá ser obtido pela equação:

$$c = (1 - p) s$$

O custo unitário médio para os salários da amostra foi de 453 reais¹⁴ (Tabela 5) que, multiplicado pelos 6.500 docentes e funcionários da população analisada, representava um prejuízo mensal de 2 milhões e 944 mil reais para a universidade.

Tabela 5
Estimativas para Aumento da Produção e Custo do Desconforto

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Produção Sacrificada (%)	30	26	0	100
Custo Desconforto (R\$)	453	360	0	1.777

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

* Valores em julho/2001.

13 Considerou-se que um funcionário que não está disposto a aumentar sua produção já está trabalhando com sua produção máxima (100%).

14 Valores em julho/2001.

A Tabela 6 contém os resultados da análise de variância para o relacionamento entre a variável dependente *PRODPERC* e as variáveis independentes socioeconômicas. As relações mais significativas foram com a variável *dummy*¹⁵ *DOCENTE*, que indica se a pessoa é docente ou não, e a variável *TEMPO*, que é o tempo de serviço na universidade. Os coeficientes dos parâmetros da regressão indicam que os docentes e as pessoas com menos tempo de trabalho na universidade tendem a apresentar as menores estimativas de produção sacrificada.

Tabela 6
Análise de Variância e Estimativa dos Parâmetros para o Ajuste de
Produção Sacrificada pelas Variáveis Socioeconômicas

ANOVA					
Fonte	GL	Soma dos Quadrados	Quadrado Médio	F	Pr > F
Modelo	2	35221	17661	35,31	< .0001
Erro	204	1011735	498,70		
Total	206	126956			
R ²		0,2572			

Estimativa dos parâmetros					
Variável	GL	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	t	Pr > t
Intercepto	1	34,50	3,94	8,76	< .0001
Docente	1	-22,46	3,24	6,93	< .0001
Tempo	1	0,05	0,02	2,61	0.0098

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

Analisando agora a distribuição das estimativas médias de produção sacrificada entre os grupos de satisfação com o trabalho da universidade (Tabela 7), descobriu-se que o maior acréscimo na produção é esperado pelas pessoas totalmente insatisfeitas (grupo 3) e insatisfeitas com a universidade (grupo 4).¹⁶ Podemos então supor que há entre estas pessoas, a maioria funcionários e empregados com já um bom tempo médio de trabalho na universidade, um alto percentual de produção ociosa. Um dos motivos da baixa produção talvez seja justamente a insatisfação com o próprio trabalho e com a universidade. Um projeto de adequação do ambiente às condições de conforto não necessariamente significaria a diminuição da insatisfação, mas poderia, por exemplo, colaborar para um acréscimo em suas produções.

15 Uma variável *dummy* pode assumir dois valores, neste caso, 0 quando a pessoa for funcionária, ou 1 quando for docente.

16 A diferença entre as médias dos grupos foi comparada pelo teste de *Tukey*, sendo obtida uma significância de 15% na diferença entre a maior (grupo 3) e a menor média (grupo 1).

Tabela 7
Estimativas de Produção Sacrificada para Grupos de Satisfação com o Trabalho

Grupo	Prod. Sacr. Média (%)	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
1	27	29	0	100
2	29	24	0	100
3	38	32	0	100
4	34	21	15	80

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

A diferença entre as médias das estimativas de produção sacrificada dos grupos de satisfação com o conforto do ambiente de trabalho também mostrou certa coerência nas atitudes das pessoas. Os grupos com as piores avaliações de conforto acústico (grupo 1), térmico e luminoso (grupo 4) do ambiente apresentaram, respectivamente, as maiores expectativas de aumento da produção com uma adequação dos ambientes à condição de conforto (Tabela 8). O grupo 1 (desconforto acústico e insatisfação com o ambiente) possui uma presença maior de funcionários, o que também justifica uma avaliação da produção sacrificada significativamente superior.¹⁷

Tabela 8
Estimativas de Produção Sacrificada para Grupos de Satisfação com o Conforto do Ambiente de Trabalho

Grupo	Prod. Sacr. Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
1	37	29	0	100
2	21	21	0	90
3	23	20	0	90
4	29	25	0	100

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

¹⁷ Aplicando o teste de *Tukey* foi encontrada uma significância de 5% na diferença entre as médias do grupo 1 com a média dos grupos 2 e 3.

3.4 Disposição a pagar pelo conforto ambiental

3.4.1 Metodologia

Cinco valores de DAP foram proporcionalmente distribuídos entre os questionários:¹⁸ 12, 30, 60, 120 e 240 reais.¹⁹ Em caso de recusa na primeira oferta, sugeria-se um valor menor (exceção feita à primeira oferta - 12 reais). No caso de rejeição das duas ofertas, questionava-se o motivo da recusa.

As estimativas de DAPs medianas, assim como os relacionamentos da aceitação da DAP (variável binária representando respostas **sim** ou **não** para cada oferta de DAP) com as demais variáveis explicativas do questionário, foram obtidas ajustando-se modelos de regressão logística múltiplos, definido por:

$$pdap = \{ 1 + \exp [- (b_0 + x_1 b_1 + x_2 b_2 + \dots + x_q b_q)] \}^{-1}$$

onde *pdap* é probabilidade de aceitação para a DAP; b_0 é o intercepto; x_k é a k-ésima variável explicativa do modelo; b_k é o coeficiente de regressão para a k-ésima variável; q é o número de variáveis explicativas do modelo.

Para analisar as aceitações às DAP ofertadas, seguiram-se os seguintes passos:

- i) identificação das características mais significativas na predição da aceitação da DAP, ajustando um modelo de regressão logística múltiplo para cada um dos seguintes grupos de características: (a) variáveis socioeconômicas; (b) satisfação com o trabalho; (c) satisfação com o conforto do ambiente de trabalho;
- ii) definição de um modelo padrão de predição da aceitação da DAP, ajustando um modelo de regressão logística múltiplo às variáveis mais significativas dentre todas as características da população;²⁰

18 O número de ofertas para cada valor foi definido a partir de uma amostra piloto com 81 questionários, garantindo a mesma precisão e exatidão nas estimativas de cada valor. Para aprofundamento teórico veja Cochran (1953).

19 Esses valores correspondiam às contribuições anuais, que seriam parceladas em 12 meses com débito automático em folha de pagamento.

20 O efeito de variáveis correlacionadas foi eliminado por meio do procedimento STEPWISE do SAS System.

iii) estimativa da disposição mediana a pagar para cada grupo de comportamento. A disposição mediana a pagar corresponde ao valor que 50% das pessoas aceitariam pagar pela adequação dos ambientes de trabalho, e foi obtido ajustando-se o modelo padrão de regressão logística (ii) aos valores médios das variáveis independentes para cada grupo de comportamento.

3.4.2 Resultados

A Tabela 9 apresenta os principais resultados dos ajustes de regressão logística feitos para identificar os grupos de características mais significativos na predição da DAP - grupos de (a) variáveis socioeconômicas, (b) satisfação com o trabalho, e (c) satisfação com o conforto do ambiente de trabalho. Todos apresentaram praticamente o mesmo poder de explicação da variabilidade da aceitação da DAP, com coeficientes de determinação (R^2) muito próximos. O resultado evidencia a necessidade de uma maior atenção às atitudes das pessoas, quase sempre ignorada nas análises de DAP. Grande maioria dos estudos restringe os relacionamentos às variáveis socioeconômicas, nem sempre suficientes para explicar o comportamento das pessoas.

Entre as variáveis socioeconômicas, as relações mais significativas com a aceitação da DAP foram as das variáveis *IDADE* (idade da pessoa) e *DOCENTE* (variável *dummy*). Os mais novos e os docentes tendem a estar mais dispostos a colaborar com o projeto.

No modelo de satisfação com o trabalho, as variáveis *FATORTR1* (insatisfação com o trabalho) e *TEMPO* (tempo de trabalho na universidade) foram as mais significativas. As pessoas mais satisfeitas com o trabalho, assim como as com menor tempo de trabalho na universidade, tendem a apresentar maior aceitabilidade às DAPs.

Para a satisfação com o conforto do ambiente de trabalho, as variáveis mais significativas no relacionamento foram a importância dada ao projeto (*IMPORT*), nível de desconforto acústico e insatisfação com o ambiente (*FATORAT2*) e falta de personalização no ambiente (*FATORAT3*). As pessoas que trabalham em ambientes mais confortáveis e mais personalizados tendem a estar mais dispostas a colaborar com o projeto. Uma possível explicação para este tipo de atitude é que o desconhecimento acaba levando à subestimação. A definição do que venha a ser conforto é um tanto subjetiva, e refere-se a uma sensação de bem-estar que depende da própria pessoa. Se ela desconhece os benefícios de um ambiente confortável, provavelmente não saberá avaliar adequadamente sua utilidade, e o bem-estar que ele pode proporcionar. Entretanto, esta hipótese merece análises mais detalhadas, pois o mesmo comportamento não foi evidenciado na estimativa de pro-

dução sacrificada dos empregados, onde os ambientes melhor avaliados apresentaram os menores percentuais de produção sacrificada.

Tabela 9
Modelos Lógites Ajustados para Grupos de Características

Modelo 1:			Modelo 2:			Modelo 3:		
Variáveis socioeconômicas			Satisfação com o trabalho			Satisfação com ambiente		
Variável	β	χ^2	Variável	β	χ^2	Variável	β	χ^2
Intercepto	0,42	0,22	Intercepto	0,35	0,78	Intercepto	0,52	0,61
DAP	-0,01	14,61***	DAP	-0,01	10,09***	DAP	-0,01	16,56***
SEXO	0,35	1,19	FATORTR1	-0,30	4,75*	FATORAT1	-0,03	0,06
IDADE	-0,04	4,88*	FATORTR2	-0,12	0,82	FATORAT2	-0,26	4,42*
CASADO	-0,04	0,02	DOCENTE	0,24	0,20	FATORAT3	-0,25	4,38*
SUPERIOR	0,24	0,34	TEMPO	-0,01	4,90*	HORAS	0,08	1,00
DOCENTE	0,79	2,62+	RENDA	0,01	0,28	IMPORT	-0,76	7,28**
RENDA	0,01	0,41						
R^2	0,1067		R^2	0,1073		R^2	0,1178	

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

+ significância a 10%.

* significância a 5%.

** significância a 1%.

*** significância a 0,01%.

Em seguida, construiu-se um modelo padrão de regressão logística para identificar, entre todas as variáveis independentes, as contribuições mais significativas na predição da variabilidade da aceitação da DAP (Tabela 10).²¹ Considerando os outros modelos de avaliação contingente encontrados na literatura (Gonzales, 2001), a estatística R^2 obtida pelo ajuste (0,2095) foi relativamente boa, ou seja, as variáveis independentes selecionadas explicam relativamente bem a variabilidade da aceitação da DAP.

21 Novamente, o efeito de variáveis correlacionadas foi eliminado pelo procedimento STEPWISE do SAS System.

Seguindo as recomendações de Mathieu (2000), utilizou-se a variável *LNRDAPRN* em substituição às variáveis *DAP* e *RENDA*. Esta variável é uma função logarítmica da *RENDA* e *DAP*, e mostrou um maior poder de explicação da variável dependente binária. É definida por:

$$LNRDAPRN = \text{Ln}\left(\frac{RENDA - DAP}{DAP}\right)$$

Além da variável *LNRDAPRN*, que apresentou correlação positiva significativa com a aceitação da *DAP*, também foram selecionadas pelo procedimento *STEPWISE* as variáveis: *IDADE*, *IMPORT* (importância dada ao projeto), *FATORAT2* (desconforto térmico e luminoso no ambiente) e *FATORAT3* (ausência de personalização do ambiente). Muitas variáveis foram eliminadas, evidenciando a existência de significativas correlações entre elas.

Analisando os coeficientes dos parâmetros (β) da Tabela 10, concluiu-se que os mais jovens tendem a aceitar melhor as *DAPs* pelo conforto ambiental, assim como aqueles que avaliaram positivamente a importância do projeto. As pessoas que trabalham em ambientes que julgam mais confortáveis e agradáveis (*FATORAT2* e *FATORAT3*) também melhor avaliaram os benefícios do conforto, apresentando maior aceitabilidade às *DAPs*.

Tabela 10
Estimativa dos Parâmetros da Regressão Logística para *DAP* Hipotética

Variável	GL	β	Desvio Padrão	χ^2	Pr > χ^2
Intercepto	1	-0,31	0,95	0,11	0,7410
LNRDAPRN	1	0,93	0,17	30,09	< .0001
IDADE	1	-0,07	0,02	11,03	0,0009
IMPORT	1	-0,73	0,33	4,98	0,0256
FATORAT2	1	-0,34	0,15	5,20	0,0225
FATORAT3	1	-0,27	0,15	3,19	0,0739
R ²	0,2095				

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

Ajustando o modelo aos valores médios amostrais das variáveis independentes, foi encontrada uma disposição mediana a pagar de R\$ 25,50.²² O custo total do desconforto para a universidade foi obtido multiplicando-se a DAP mediana pelo total da população administrativa diretamente beneficiada pelo projeto (6.500 funcionários e docentes), dando um valor total de R\$ 165.750.

Analisando agora a DAP mediana entre os grupos de satisfação com o trabalho (Tabela 11), descobriu-se que a insatisfação repercutiu negativamente na DAP, ao contrário do ocorrido com a estimativa de produção sacrificada. As maiores estimativas foram obtidas entre os grupos de satisfeitos com o trabalho e com a universidade (grupos 1 e 2), e as menores estimativas com os grupos de insatisfeitos (grupos 3 e 4). Percebemos que a insatisfação com a universidade é um dos principais motivos para levar a pessoa a rejeitar a DAP. Estes grupos de insatisfação (grupos 3 e 4) apresentam concentração relativa de funcionários (69%) e pessoas com elevado tempo médio de trabalho na universidade (18 anos, em média), destacando a tendência de rejeição a DAP.

Tabela 11
Distribuição da DAP Hipotética entre Grupos de Satisfação com o Trabalho

Grupo	DAP Mediana
1	R\$ 33,40
2	R\$ 26,30
3	R\$ 16,50
4	R\$ 7,60

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

Outras relações importantes foram encontradas entre as DAPs medianas dos grupos de satisfação com o conforto do ambiente de trabalho (Tabela 12). O grupo de pessoas que melhor avaliou as condições de conforto de seu ambiente apresentou também a melhor estimativa de DAP pela adequação de todas as salas às condições de conforto. Seguindo a escala de preferências, aparece o grupo de pessoas que avaliou os ambientes desconfortáveis quanto à térmica e luminosidade. Já a posição do grupo 1 (desconforto acústico e insatisfação com o ambiente), que apresentou a menor estimativa entre os grupos de

²² A disposição mediana representa o valor que pelo menos 50% da população estaria disposta a pagar pelo projeto de adequação de conforto ambiental. A opção foi trabalhar com esta estatística no lugar da média por ser uma medida mais robusta de tendência central de uma distribuição e pouco sensível a respostas de protesto, como valores extremos e respostas nulas.

satisfação com o conforto do ambiente, pode também em parte ser explicada pela relativa concentração de funcionários (58%).

Novamente, duas possíveis conclusões surgem destas estimativas do bem-estar atribuído ao conforto: i) mais importante que a própria situação de desconforto do ambiente de trabalho é o conhecimento dos benefícios que o conforto possa trazer; ii) a DAP da população foi demasiadamente influenciada pela grau de satisfação das pessoas com seu trabalho e com a universidade.

Tabela 12
Distribuição da DAP Hipotética entre Grupos de Satisfação
com o Conforto do Ambiente de Trabalho

Grupo	DAP Mediana
1	R\$ 16,00
2	R\$ 49,40
3	R\$ 23,60
4	R\$ 30,50

Fonte: Dados da pesquisa. (Maia, 2002).

5 Conclusões

Ao mesmo tempo que se buscou uma estimativa econômica para o conforto ambiental, foram analisadas as atitudes da população ao defrontar-se com uma ferramenta de mensuração econômica - a avaliação contingente -, tentando-se encontrar alguma racionalidade nas preferências reveladas sob a forma direta da DAP por um recurso ambiental.

Foram obtidas duas estimativas econômicas distintas para o conforto ambiental, referentes ao mesmo problema (o desconforto dos ambientes de trabalho): (a) a estimativa direta de produção sacrificada, medindo a parcela média de produção intelectual dos funcionários e docentes sacrificada pelo desconforto dos ambientes construídos, e (b) a DAP (disposição a pagar) da população para eliminar o problema do desconforto.

A estimativa da produção sacrificada (a) mostrou-se uma medida muito suscetível à superavaliação, dadas as circunstâncias hipotéticas em que a pergunta era feita. Entretanto, analisando as atitudes das pessoas e suas estimativas encontrou-se certa racionalidade nas respostas. Embora a magnitude das estimativas de produção sacrificada seja

discutível, sua racionalidade oferece elementos válidos para analisar os principais grupos de comportamentos da população, e como suas produções poderiam ser afetadas por um projeto de adequação do ambiente.

A insatisfação com o trabalho e com a universidade mostrou-se positivamente relacionada à produção sacrificada. Ela é mais freqüente nos funcionários e pessoas já com um bom tempo de trabalho na universidade, que também são fatores para acreditar que a pessoa possua um potencial de produção subutilizado.

Foi encontrada também uma relação positiva entre a insatisfação com o conforto do ambiente de trabalho e a produção sacrificada. Os ambientes mais desconfortáveis apresentam uma maior produção sacrificada, mostrando certa racionalidade nas atitudes das pessoas.

Desta maneira, percebeu-se que um projeto de adequação dos ambientes de trabalho beneficiaria a universidade com o aumento na produção, principalmente de funcionários insatisfeitos com o trabalho e com o conforto de seu ambiente. Embora haja indícios de superavaliação da estimativa econômica da produção sacrificada, deve-se ressaltar que mesmo considerando uma menor parcela desta estimativa, os custos seriam mensais, o que levaria a um valor substancial num horizonte de tempo, capaz provavelmente de viabilizar qualquer bom projeto de adequação do ambiente.

A estimativa da DAP (b) da população para adequação dos ambientes mostrou certa vulnerabilidade aos comportamentos das pessoas. A análise dos resultados mostrou que seguir todas as recomendações de uma pesquisa de AC pode não ser suficiente para garantir a confiabilidade das estimativas. Em muitos casos, como neste, há a necessidade do estudo das atitudes para compreender a distribuição das preferências da população e identificar possíveis fontes de vieses nas estimativas.

A insatisfação com o trabalho mostrou ser significativa na disposição das pessoas a pagar pela adequação dos ambientes, sendo uma importante fonte de viés a ser analisada. As pessoas deixam de avaliar o bem-estar do conforto para expressarem um sentimento de rejeição ao projeto pela insatisfação com o trabalho ou com a administração superior da universidade.

Também foram identificadas atitudes em relação ao conforto do ambiente de trabalho influenciando a DAP da população. As pessoas que melhor avaliaram o conforto do ambiente foram as que apresentaram as maiores DAPs pelo projeto de adequação dos ambientes, levando-nos a montar duas possíveis hipóteses para este caso: (i) o método só é válido quando houver conscientização da população sobre os reais benefícios dos

atributos ambientais, pois o desconhecimento de seus benefícios acaba levando a uma subestimação; (ii) não houve racionalidade nas escolhas, pois as DAPs não revelaram os reais benefícios atribuídos ao conforto, e sim um sentimento de aprovação ou rejeição ao método, o que parece mais adaptado às evidências encontradas.

Finalmente, conclui-se que uma política de adequação dos ambientes às condições de conforto deveria considerar as duas estimativas na viabilização da execução do projeto: a produção sacrificada que reverteria em benefícios para a empresa, e os benefícios em forma de bem-estar para os próprios funcionários, estimados pela DAP. Embora ambas as estimativas tenham sido fortemente influenciadas pelo comportamento das pessoas, foram muito úteis para a identificação de quais seriam os principais beneficiados com um projeto de adequação dos ambientes. O resultado também revelou que os prejuízos estimados de produção sacrificada são substancialmente superiores ao bem-estar que o conforto proporcionaria aos funcionários e docentes da universidade, embora bem-estar e produção tendam a ser duas variáveis fortemente relacionadas.

Anexo A

Variáveis Extraídas do Questionário da Pesquisa:

PDAP:	Aceitação do valor ofertado da DAP (0-não; 1-sim);
DAP:	Valor ofertado da DAP;
PRODPERC	Porcentual de produção sacrificada;
SEXO:	1-masculino; 2-feminino;
IDADE:	Anos de idade do entrevistado;
CASADO:	0-não é casado; 1-casado;
SUPERIOR:	0-não possui nível superior; 1-superior completo ou incompleto;
DOCENTE:	0-funcionário; 1-docente;
RENDA:	Renda em reais do entrevistado;
TEMPO:	Meses de trabalho na universidade;
HORAS:	Horas diárias na sala de trabalho;
IMPORT:	Importância dada ao projeto (1-muito importante; 2-importante; 3-sem importância);
ST1:	(1..7) Gosta do que faz / Não gosta;
ST2:	(1..7) Motivado com seu trabalho / Desmotivado;
ST3:	(1..7) Há crescimento pessoal / Não há crescimento
ST4:	(1..7) Clima de trabalho agradável / Desagradável;
ST5:	(1..7) Estrutura de trabalho organizada / Desorganizada;
ST6:	(1..7) É valorizado adequadamente / Não é valorizado;
AT1:	(1..7) Agradável / Desagradável;
AT2:	(1..7) Privativo / Não privativo;
AT3:	(1..7) Silencioso / Ruidoso;
AT4:	(1..7) Som ambiente a seu gosto / Som ambiente institucionalizado;
AT5:	(1..7) Claro com lâmpadas apagadas / Escuro;
AT6:	(1..7) Claro com lâmpadas acesas / Escuro;
AT7:	(1..7) Com controle de variação de luminosidade / Sem controle;
AT8:	(1..7) Frio no verão (sem ar condicionado) / Quente;
AT9:	(1..7) Frio no inverno (sem ar condicionado) / Quente;
AT10:	(1..7) Com controle de variação de temperatura / Sem controle;
AT11:	(1..7) Úmido / Seco;
AT12:	(1..7) Espaçoso / Apertado;
AT13:	(1..7) Bem ventilado / Mal ventilado;
AT14:	(1..7) Decoração personalizada / Decoração institucionalizada;
AT15:	(1..7) Visual externo agradável / Desagradável;
AT16:	(1..7) Fácil acesso a pessoas externas / Difícil acesso;

Referências bibliográficas

- Ajzen, I.; Brown, T. C.; Rosenthal, L. H. Information bias in contingent valuation: effects of personal relevance, quality of information, and motivational orientation. *Journal of Environmental Economics and Management*, n. 40, p. 43-57, 1996.
- Ajzen, I.; Rosenthal, L. H.; Brown, T. C. Effects of perceived fairness on willingness to pay. *Journal of Applied Social Psychology*, n. 30, p. 2439-2450, 2000.
- Arrow, K.; Solow, R.; Portney, P. R.; Leamer, E. E.; Radner, R.; Schuman, H. *Report of the NOAA panel on contingent valuation*. Federal Register, v. 58, n. 10, p. 4601-4614. January 15, 1993.
- Branco, S. *Quanto custa o conforto ambiental?* Relatório final de projeto de pesquisa, SAE, UNICAMP, 2000. 56 p.
- Bromley, D. W. *Handbook of environment economics*. Cambridge: Blackwell Publisher, 1995. 705p.
- Cochran, W. G. *Sampling techniques*. New York: John Wiley, 1953. 442 p.
- Cummings, R. G.; Harrison, G. W.; Rutström, E. E. Homegrown values and hypothetical surveys: is the dichotomous choice approach incentive-compatible? *The American Economic Review*, v. 85, n. 1, May 1995.
- Fishbein, M.; Ajzen, I. *Beliefs, attitude, intention and behavior: an introduction to theory and research*. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1975.
- Gonzales, R. L. *Valoração econômica de um bem ambiental: o caso da Reserva Nacional de Paracas*. 2001, 308p. Tese (doutorado), COPPE, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.
- Hoffmann, R. *Variável dependente binária: lógite e próbite*. Série didática n. 126. Departamento de Economia e Sociologia Rural, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2000. 26p.
- Kim, J.; Mueller, C. W. *Factor Analysis - Statistical methods and practical issues*. University of Iowa, 1978. 88p.
- Kotchen, M. J.; Reiling, S. D. Environmental attitudes, motivations, and contingent valuation of nonuse values: a case study involving endangered species. *Ecological Economics*, v. 32, p. 93-107, 2000.

- Maia, A. G. *Valoração de recursos ambientais*. 2001. 183p. Dissertação (Mestrado), Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- Mathieu, C. M. *Do musgo à pedra: métodos de valoração contingente aplicados ao patrimônio histórico*. 2000. 171p. Tese (doutorado), Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- McConnell, K. E. Models for referendum data: the structure of discrete choice models for contingent valuation. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 18, p. 19-34, 1990.
- Mitchell, R. C.; Carson, R. T. *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Resource for the future, Washington, DC, 1989. 463p.
- Romeiro, A. R. *Economia ou economia política da sustentabilidade?* Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 2001. 28p. (texto para discussão).
- SAS/STAT. *User s guide*, Version 6. SAS Institute Inc., Cary, NC, USA, 1990. 1686p.
- Schuman, H.; Presser, S. *Questions and answers in attitude surveys: experiments on question form, wording, and context*. New York: Academic Press. 1981. 370p.
- Siikamäki, J. *Heterogeneity of preferences, attitudes, and willingness to pay in contingent valuation studies*. Contributed paper to Beyond Growth, Institutions and Policies for Sustainability, Santiago, Chile, November 1998.

A formação em Ciências Sociais e o trabalho prático como economista*

Francisco de Oliveira[§]

Minha estréia no mundo acadêmico se deu mesmo com a *Crítica à Razão Dualista*, em meio à unanimidade, àquele quase consenso, cepalino e furtadiano, em torno das questões do desenvolvimento. Antes disso não há nenhum trabalho que tenha alguma relevância, porque, praticamente, eu não me dedicava à pesquisa. Para ser mais fiel a mim mesmo, publiquei antes dois artigos na inesquecível e valente *Revista Civilização Brasileira*, do Ênio Silveira, logo depois do golpe de Estado, com uma crítica ao plano de ação de Castelo Branco, isto é, o plano de Campos e Bulhões. Minha formação é muito compósita, é de Ciências Sociais meu título universitário. Mas, por necessidade de sobrevivência, já que não havia emprego para sociólogo no Nordeste, fui trabalhar com economia, como um simulacro de economista, em 1956, no Banco do Nordeste, e estava destinado a uma carreira que era meio de pesquisa, meio de assessoria aos programas do Banco.

Isso tudo foi ainda no Nordeste, entre Recife e Fortaleza. O Banco do Nordeste tinha sido criado em 1954, e não tinha quadros, porque no Nordeste as faculdades de Economia eram muito precárias. Então fizeram uma coisa inteligente, até certo ponto, que foi pegar o pessoal formado de nível superior e fazer uma reciclagem. E na verdade a tal reciclagem foi uma enorme novidade. Botavam a gente numa espécie de autoclave e saíamos um ano depois, tendo aprendido mais do que na universidade. Em 1959 veio a Sudene, mas também ali eu não fazia pesquisa. Só depois do golpe militar é que eu entrei num roteiro de trabalho que acabou por me levar à pesquisa. Em 1965, fui trabalhar para as Nações Unidas, na Guatemala. O trabalho não era exatamente de pesquisador, mas mexíamos muito com a coisa empírica, ordenando dados, fazendo diagnósticos e prognósticos sobre as economias centro-americanas que formavam o Mercado Comum.

* Entrevista com o Professor Francisco de Oliveira, realizada em 10/10/2003, pela Professora Leda Maria Paulani.

§ Professor Titular Aposentado do Departamento de Sociologia da FFLCH-USP. Atualmente dirige o CENEDIC Centro de Estudos dos Direitos da Cidadania.

Depois fui para o México, onde trabalhei num centro de estudos monetários, e comecei a mexer não com pesquisa sobre moeda, evidentemente, mas com as questões do desenvolvimento. Para qualificar-me, eu havia feito dois cursos de treinamento, com ênfase em economia, o curso que a Cepal fazia em todos os países da América Latina - no Brasil havia um curso anual, que depois passou a ser fixo na Unicamp - e o curso que o Banco do Nordeste ministrou em 1955/56, cuja orientação não era cepalina, mas muito americana, com Samuelson como livro básico, mas, mesmo aí, alguns de seus professores, do Rio, apesar de não serem exatamente cepalinos, eram já furtadianos. Assim, a minha formação como economista, naquilo que eu acho que ela tem de melhor, de mais consistente, é cepalina. O meu Marx não servia quase para nada, era muito tosco, mais ideológico do que qualquer outra coisa.

Em 1968, quando voltei para o Brasil, vim para São Paulo. Não deu pé ficar em outra parte. Em Recife não adiantava ficar, porque eu ia ser um permanente “convidado” a visitar os quartéis, o que não seria muito agradável... Aceitei um convite da Universidade Federal da Bahia, por influência de Rômulo Almeida, mas a universidade não tinha recursos e queria que eu os conseguisse. Aí me despedi da vontade de ficar no Nordeste. Em São Paulo trabalhei em consultoria, onde me dei muito bem do ponto de vista financeiro, mas também não era pesquisa, era picaretagem bem estruturada. A minha estréia foi no CEBRAP mesmo.

O CEBRAP, a releitura de Marx e o surgimento da *Crítica à Razão Dualista*

O CEBRAP foi criado em 1969 e eu fui para lá em 1970. Quem me levou foi o Octávio Ianni. Tinham um projeto financiado pela Academia Brasileira de Ciências para estudar a questão do planejamento no Brasil. Dinheiro do governo, portanto. Depois que o governo militar soube o que era o CEBRAP e quem estava lá, evidentemente cortou essa grana. Bom, o Octávio Ianni me convidou para integrar o CEBRAP, para trabalhar nessa pesquisa. Eu o conhecia, porque ele tinha ido muitas vezes a Recife dar cursos na SUDENE. O Fernando Henrique eu conheci no Chile. Ele estava lá, trabalhando justamente no ILPES, nos meses que passei ali tentando arrumar emprego. E almocei muitas vezes pago pelo Chico Weffort e algumas vezes por ele.

Aceitei, portanto, o convite e fiquei com o Octávio, trabalhando nessa pesquisa sobre planejamento no Brasil. Ele fazia a parte nacional, da qual resultou o livro *Estado e Planejamento no Brasil*, e eu ficava com o planejamento regional. Depois faltou dinheiro, mas eu fui ficando por ali, fazendo pequenos projetos, não muito sistemáticos, até que

surgiu a grande discussão, provocada pelo Fernando Henrique, que está no seu livro *Autoritarismo e Democratização*, no qual, em um dos textos, ele defende a tese de que a ditadura era uma revolução burguesa. Nós entramos na discussão, eu e Paulo Singer, contestando essa tese. Paulo fez um texto de muito sucesso, *O Milagre Brasileiro*, que teve sucessivas edições nos Cadernos do CEBRAP, e eu fiz a *Crítica*. Foi daí que surgiu tudo.

A *Crítica*, apesar de ser ainda muito cepalina, está muito influenciada por uma releitura de Marx que eu estava fazendo, pela primeira vez de forma dura, de forma séria mesmo, consistente. Essa releitura eu a estava fazendo por conta própria, não tem nada que ver com o famoso seminário do *Capital*, porque quando cheguei a São Paulo o tal seminário já havia terminado. Então fui muito ajudado por isso, por essa circunstância de estar relendo Marx, mas fui ajudado também pela minha vivência na Sudene, que me deu muita coisa do que está na *Crítica*, ainda que sem referências explícitas, porque não havia nenhum texto específico ao qual eu pudesse me referir.

Minha vivência na Sudene foi, portanto, fundamental, porque me deu uma experiência do que era o Estado brasileiro, do que era de verdade a desigualdade e, além disso, me mostrou de que forma o planejamento poderia enfrentar uma situação como a do Nordeste. Eu fui obrigado, de certa maneira, a interpretar aquela experiência, o que me levou a encarar o planejamento e a formação do Estado brasileiro de uma forma que chegou a ser original. Veio daí o que há de criativo no meu trabalho. Pode-se dizer, pois, que a *Crítica* é uma releitura da CEPAL, ancorada na experiência da Sudene, com os olhos do *O Capital* de Marx.

Mas pode-se ver, mesmo hoje, em que ela está reeditada e bonita,¹ que suas bases são muito precárias. Do ponto de vista de bibliografia, por exemplo, não tem muita coisa. Mas eu aproveitei muito também da experiência de freqüentar, por um certo tempo, no Rio, o BNDE (hoje BNDES), que era muito interessante. O curso da CEPAL que eu fiz no Brasil foi patrocinado pelo BNDE e pela CAPES. Os projetos que se analisavam eram do BNDE, havia professores do BNDE, e o próprio Celso Furtado, antes de ir para Cambridge, nos deu aula lá. Isso tudo lá pelo final dos anos 50.

1 *A Crítica à Razão Dualista* foi reeditada, agora em 2003, pela Boitempo. Esta reedição se dá, portanto, no ano em que o texto completa 30 anos. Trata-se de uma edição comemorativa, para a qual o Prof. Francisco de Oliveira escreveu uma espécie de pós-fácio intitulado *O Ornitorrinco*, do qual fala mais adiante nesta entrevista. A edição traz ainda um notável ensaio de Roberto Schwarz dando conta desses dois trabalhos e dos 30 anos que os separam. (Nota dos Editores)

Havia então uma ebulição muito grande no Rio, em torno, de um lado, do BNDE e, de outro, da Fundação Getúlio Vargas (a FGV-RJ). O Celso fez a *Econômica Brasileira*, uma revista que era o reduto dos desenvolvimentistas-furtadistas, e que fazia um contraponto à *Revista Brasileira de Economia* da FGV, que era a fortaleza dos liberais - na verdade, mais autoritários que liberais, como a história provou. Eu fui sócio dessa revista que o Celso fundou, ainda tenho a coleção dela... A *Econômica* surgiu patrocinada pelo Clube dos Economistas, com o Celso à frente, e o apoio dos economistas do BNDE, que eram da linha desenvolvimentista. Era uma revista magrinha, que se sustentou até o golpe e estava crescendo. Ali escreviam basicamente economistas da linha desenvolvimentista, Ignácio Rangel, Juvenal Osório Gomes, José Pelúcio Ferreira, traduzia-se um ou outro texto. José Pelúcio foi quem criou a FINEP; foi o único que prestou atenção à coisa da tecnologia. O BNDE tinha um setor de tecnologia, e ele foi lhe dando força, aumentando-o. Assim, já na ditadura, resultou desse esforço e dessa preocupação com a questão do desenvolvimento tecnológico a FINEP, já autônoma e desvinculada do BNDE. Isso é interessante, porque o Pelúcio não era um grande economista, não era nada excepcional, mas sempre foi muito atento a essa questão e acabou por criar esse órgão para viabilizar a pesquisa tecnológica. Mas voltando ao ponto, a minha passagem pelo BNDE também foi importante para a construção da *Crítica* porque me deu um pouco mais de base, de vivência com os projetos, os problemas e as discussões que giravam em torno da questão do desenvolvimento. Foram os anos Kubitschek.

A surpresa com a repercussão da *Crítica*

Bom, a repercussão da *Crítica* surpreendeu a todo mundo, mas, em primeiro lugar a mim mesmo, porque eu achava que aquilo era do conhecimento geral... Depois da experiência do governo Kubitschek, eu achava que não estava dizendo muita novidade, e a repercussão me espantou, porque, na época, ela foi de fato muito grande. Fiz seminários seguidos sobre o texto. Em todo canto eu era convidado para discuti-lo. No CEBRAP mesmo houve seminários seguidos. Lembro de um deles, para o qual o (Antonio Barros de) Castro veio do Rio. Havia um fluxo interessante entre o Rio e São Paulo: o Castro, o (Carlos) Lessa, a Conceição (Tavares), o Pedro Malan, o José Eduardo de Carvalho - creio que era esse seu nome - vinham fazer seminários conosco. Num desses, o Castro fez-me uma crítica ácida, disse que o que eu estava fazendo era funcionalismo. Quem me defendeu - veja-se como as coisas são! - foi o Giannotti. Mas a influência do texto foi muito grande. Não sei exatamente entre os economistas que dimensão ela teve. Mas entre sociólogos, entre planejadores, entre gente ligada a planejamento urbano e a geografia, a *Crítica* influenciou muito e foi discutida durante longo tempo.

Apesar do papel fundamental que desempenha em minha análise a determinação recíproca entre atraso e modernidade, a *Crítica*, ao contrário do que se possa pensar, não tem diretamente nada a ver com Hegel, nem do ponto de vista metodológico. Àquelas alturas, a minha leitura do Hegel era muito escassa, e ainda sou muito jejuno em Hegel... Se há ali alguma influência de Hegel, ela veio por Marx, por via indireta, o que é quase regra entre marxistas pouco ilustrados como eu. Por via direta, a primeira vez que eu tentei ler Hegel de forma sistemática foi com o livro do Paulo Arantes, já no início da década de 80. Eu estava em Paris, e o Giannotti me mandou o livro do Paulo Arantes, *A Ordem do Tempo*, e mandou um recado: leia, que é uma coisa brasileira e muito original. E eu apanhei pra burro para ler o Paulo.

Mas voltando à inesperada repercussão, eu não sabia que estava falando uma novidade. Aquilo me parecia uma coisa meio óbvia: depois de Vargas, depois de Juscelino, achei que havia pouca dúvida sobre os processos gerais que estavam em curso. Além disso, naquela época, o ambiente era de muito debate sobre todas essas questões. O Celso tinha afirmado a estagnação (aquele livro dele é de 67), a Maria da Conceição Tavares e o José Serra vieram e escreveram *Além da Estagnação*. A discussão toda era muito interessante, muito viva, principalmente em São Paulo, mas não só aqui, em toda a América Latina. Começou-se a discutir muito o problema da marginalidade... Por exemplo, a pesquisa realizada pelo CEBRAP sobre a cidade de São Paulo, numa série dirigida por Vinícius Caldeira Brandt, donde resultou o livro *São Paulo: Crescimento e Pobreza*, teve um impacto fantástico. O livro vendeu mais de 100 mil cópias. Então o ambiente geral era de muita discussão, o que tornava a repercussão da *Crítica* ainda mais surpreendente. Na realidade, todos os livros que saíram naqueles tempos se beneficiaram desse ambiente. Essa é a razão fundamental pela qual agora, na reedição da *Crítica*, com posições bastante diferentes, algumas até antagônicas, em relação a alguns dos meus interlocutores da época, eu mantive todas as referências, tais como então foram feitas; não mudei uma vírgula, porque o livro não existiria sem aquele ambiente. Não faria como os historiadores soviéticos sob o estalinismo, revendo a história e consertando o texto naquilo que a História não confirmou ou retirando as figuras da foto antiga. Acrescentei até, à nova edição, uma dedicatória aos meus amigos do antigo CEBRAP.

A Elegia para uma Re(li)gião e a questão do planejamento

Depois da *Crítica*, veio o trabalho de que mais gosto, o texto do coração e que é, na realidade, o resultado da pesquisa para a qual eu fui para o CEBRAP. Chama-se *Elegia para uma Re(li)gião*. Aí eu fiz um truque. Eu botei o *li* entre parênteses para poder usar os dois termos. É uma região (o Nordeste), e a religião de que estou falando é a religião

do planejamento. Esse texto não é muito conhecido entre os economistas, mas fez muito sucesso entre os geógrafos, porque eu discuto ali justamente o conceito de região. A influência maior é de Gramsci, e o olho estava na coisa da Itália, na contradição Norte versus o *Mezzogiorno*. Este texto é o que o ILPES havia encomendado.

Daquele trabalho todo, de que falei lá atrás, o Octávio Ianni acabara fazendo o *Estado e Planejamento*, e eu não fizera nada. Mas tinha ficado um acúmulo de reflexões, anotações. Em 1975, o ILPES voltou à carga e ao velho tema e encomendou ao Fernando Henrique um trabalho sobre a experiência brasileira de planejamento regional. O Fernando Henrique passou o trabalho para mim. Contando com a experiência e o conhecimento anteriores, fiz sozinho todo o trabalho. O Fernando Henrique assinou o relatório, co-responsabilizou-se, mas nunca reclamou a autoria de nada. Não tenho nada a reparar ao seu comportamento, bastante aberto e generoso, embora hoje eu tenha sérias restrições à sua atuação política, como não cansei de reiterar em artigos à época de sua presidência.

Depois eu transformei o relatório da pesquisa encomendada pelo ILPES nesse livro. *A Elegia* é uma discussão sobre a experiência da Sudene, em que eu desloco o conflito de classes, que sempre fora julgado como um conflito regional, para o plano nacional. O Nordeste tinha tentado copiar a experiência do *Mezzogiorno*. A legislação de incentivos fiscais, que a partir daí passou a ser consensual, foi copiada dessa experiência da Itália. E ela não foi copiada pelo Celso, mas por um deputado usineiro, ele mesmo descendente de italianos, o Gileno De Carli. Ele conhecia a experiência do *Mezzogiorno* e enfiou na lei de criação da Sudene o tal sistema de incentivos fiscais, que depois foi sendo aperfeiçoado.

Quando eu fui desenvolver esse trabalho, pensei no caso da Itália e fiz uma exploração, desloquei a visão. Achava-se que o Arraes tinha sido deposto porque o conflito no Nordeste era insuportável, e eu desloquei essa interpretação: o conflito não fora **no** Nordeste. O Nordeste tinha sido apenas o elo mais fraco. Tentei entender por que surgiram as Ligas Camponesas, por que elas se tornaram revolucionárias e tentei interpretar o governo popular do Arraes contra o Estado tradicionalmente dominado pela oligarquia açucareira. O livro entra nessa chave. E revela uma dor muito funda: eu havia perdido minha primeira mulher... a abertura é uma oração. Para mim ali desapareciam duas coisas: a região (não se podia falar mais em economia regional), e o planejamento, que, naquela forma, estava condenado.

A Economia da Dependência Imperfeita, Frederico Mazzucchelli e algumas peripécias

O trabalho seguinte, que veio logo em seguida, em 1977, foi a *Economia da Dependência Imperfeita*. Eu sou muito oportunista com essa coisa dos títulos. A *Crítica à Razão Dualista* foi evidentemente uma glosa, no bom sentido, da *Crítica à Razão Dialética* do Sartre. Já a *Dependência Imperfeita* é o aproveitamento de um título de um clássico da teoria da concorrência combinado com a teoria da dependência do Fernando Henrique. Eu coloquei o “imperfeita”, para ela deixar de ser redonda, porque assim aparece uma contradição, abrem-se possibilidades. Se a dependência fosse muito redondinha, uma esfera, não se teria como furá-la, não haveria esperança nenhuma.

Nesse livro, um dos artigos é escrito com Frederico Mazzucchelli, que eu conhecera no próprio CEBRAP. Ele trabalhava lá, como assistente de pesquisa do Paul Singer. Era uma figura notável. A gente jogava futebol, ele era goleiro, míope, e, para conseguir jogar, usava uns óculos enormes, com armação de borracha. Foi o primeiro que vi jogar assim. Ele era ótimo. Nós tínhamos uma relação muito boa e um dos artigos foi feito com ele. Isso também foi uma novidade. Todos que trabalharam comigo assinaram conjuntamente os artigos, o que não era muito comum. O Fred assinou comigo, o Philippe Reichstul também, o Wanderley Borges. Com o Philippe fiz um artigo, *Mudanças na Divisão Regional do Trabalho*, tentando ver o que é que a industrialização do Nordeste acarretava de mudanças na divisão do trabalho do ponto de vista regional.

Mas voltando ao Fred, há uma coisa “engraçada” para contar. Minha relação de amizade com ele custou-me caro, porque acabei sendo preso por causa dele... Era 1974 e certo dia o Fred desapareceu. Acho que a mãe dele (não lembro se ele já estava casado, na época) telefonou para lá para perguntar pelo Fred. Estávamos eu e o Octávio Ianni. Octávio atendeu, não sabia informar, passou-me o telefone, era alguém que perguntava pelo Fred. Desconfio que era alguém avisando do que de fato aconteceu, o seqüestro do Fred pelo Dops. Mas se falava em códigos. Respondi: ele não apareceu aqui hoje, não temos como localizá-lo, não, mas quem sabe algum amigo dele tem notícias, a gente vai tratar de se informar. Saí do CEBRAP e fui para a casa do Caico, que é este que eu homenageio com a história do *Ornitorrinco*, que era muito amigo do Fred, os dois eram da mesma geração, acho que estudaram juntos na FEA ou já tinham estado em cana juntos. O Caico estava sendo preso naquela hora, e eu caí como um pato lá: fui preso junto. Quando entrei, a porta fechou-se atrás e senti o frio do cano do revólver na nuca. Foi preso todo mundo, eu, o Caico, o Fred, a mulher do Caico ...

A entrada na Universidade e o *Elo Perdido*

Em 1978, eu me tornei professor. Comecei a dar aula na Faculdade de Economia da PUC. Fiquei lá uns dois anos, depois me transferi para o programa de pós-graduação em Economia, onde fiquei oito anos. O programa não me deu grande coisa como lugar de pesquisa, mas os colegas, Armando Barros de Castro, Walter Barelli, Ademar Sato, eram ótimos e os alunos interessantes. Dei cursos muito interessantes lá. A PUC era muito precária, o programa não tinha como bancar pesquisa, era muito desconsiderado pela CAPES, pela institucionalidade geral da área de Economia. De fato, a gente só dava aulas... Em 1988, fui para a USP, convidado pelo pessoal do Departamento de Sociologia. Na época fui convidado pela Unicamp e pela USP, pelos dois departamentos de Sociologia, e eu preferi a USP por razões óbvias - não queria estar viajando semanalmente duas, três vezes. Aceitei o convite da USP e fiquei no Departamento de Sociologia até 1998 como professor e até hoje, já aposentado, como pesquisador e orientador. Dirijo um centro de pesquisas, o Centro de Estudos dos Direitos da Cidadania, com o apoio dos departamentos de Sociologia, Ciência Política, Filosofia e Letras. Gosto muito do meu departamento. Lá me refiz como sociólogo.

Foi nesse meio tempo que surgiu o *Antivalor*. Ele apareceu, pela primeira vez, em 1988, mas de modo quase simultâneo eu fiz também *O Elo Perdido*, que foi reeditado agora pela Editora da Fundação Perseu Abramo, mas foi publicado pela primeira vez em 1987 pela Brasiliense. O *Elo* foi o resultado de uma encomenda que me fizeram em Paris. A Unesco, por mediação do Fernando Henrique Cardoso, então presidente da ISA, me pedira um trabalho sobre classes sociais no Nordeste e eu fiz *O Elo Perdido*, a partir de materiais de pesquisa que o CEBRAP tinha feito na Bahia. Nós tínhamos investido muito em pesquisas na Bahia, porque nos parecia, aos olhos da discussão dos anos 70, o lugar onde a gente “acharia” a marginalidade no Brasil. Fizemos - o CEBRAP - a pesquisa sobre marginalidade, depois sobre distribuição de renda e alimentação, sobre fecundidade e mortalidade e outras variáveis demográficas, áreas que eram tão importantes no CEBRAP. Mas todos esses materiais estavam meio descosturados. Então, quando a Unesco me encomendou esse trabalho, eu usei o material dessas pesquisas e dei-lhe a interpretação das “classes inacabadas”

O nome *Elo Perdido* deve-se ao fato de que era isso que a gente buscava na Bahia. A Bahia seria o caso exemplar de marginalidade. Ali havia uma herança escravista forte, a cidade era negra, não era uma cidade industrial. Recife sempre foi uma cidade industrial, Salvador deixou de ser desde o século XIX. Então, inchada (segundo os critérios gilbertianos as cidades inchavam), pensávamos que ali iríamos flagrar a marginalidade. Por isso eu chamei de “elo perdido”, porque se tratava dessa classe inacabada. Como classificá-la?

Não era operariado, do ponto de vista formal, porque não tinha emprego, e não se tratava exatamente de desempregados, e era uma classe que estava crescendo, e crescia por efeito da industrialização sob a Petrobrás. Então o que seria isso? A pesquisa do CEBRAP encontrou essa situação, mas não teve força explicativa. O *Elo* é da mesma época do *Antivalor*, 1988 e 1987. É uma época também em que o Lúcio Koverick publicou seu clássico livro sobre marginalidade urbana, igualmente resultante de pesquisas no CEBRAP.

O contato com o Estado do Bem-Estar Social e *O Antivalor*

O *Antivalor* nasceu de um projeto, cujas pesquisas desenvolvi na França. Fui para lá em 1982, para desenvolver um projeto que se chamava “A Função do Fundo Público no Capitalismo Oligopolista”; aliás, um dos cursos que dei no Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia da PUC-SP chamava-se exatamente “Estado e Economia: Para Além da Face Fiscal”. O que eu queria era entender o que é que fazia o BNDE, essas coisas... Capitalismo oligopolista talvez tenha sido muito pretensioso para estudar o caso do Brasil... Essa era uma discussão que eu já alimentava com o Giannotti no CEBRAP. Tive uma excelente relação intelectual com o Giannotti, pessoal também, gosto de frisar. Infelizmente, se desgastou depois, por causa da opção tucana, de um lado, e da minha opção PT, do outro, mas eu tive muito boa relação intelectual com ele, fui amigo pessoal dele, e do Fernando Henrique também. Tínhamos uma discussão sobre o assunto, por isso fiz o meu projeto sobre a função do fundo público no capitalismo oligopolista.

Eu fui com essa intenção, mas chegando lá virei de pernas para o ar, porque me deparei com o Estado do Bem-Estar. O que eu conhecia de Estado intervindo eram as coisas do tipo daquelas que o BNDE fazia, os casos clássicos de financiamento, de alavancagem da acumulação de capital pelo Estado, que, na experiência da periferia, aparece de forma mais explícita e ordenada. Nos países desenvolvidos, essas formas são menos claras: há aquele período de acumulação primitiva, em que o Estado fica ali, forjando, mas, passada essa fase, essa cara de instituições para o desenvolvimento não aparece muito. Aparece na periferia. Eu fui para lá para estudar isso e encontrei outra coisa - que não estava no meu esquema. E aí, de novo, voltei ao velho barbudo: e o lado do trabalho, como é que ficou? Além do mais, se o trabalho é uma relação social, e ela mudou, o outro lado não pode ter ficado do mesmo jeito, justamente por causa da determinação recíproca. Mas talvez seja interessante falar um pouco de meu posicionamento político e ideológico, para que se entenda melhor minha reação a esse encontro com o Estado do Bem-Estar Social.

A minha trajetória ideológica é a seguinte: eu sou reformista desde criancinha. Entrei na política pelo Partido Socialista, nunca fui do Partidão. Talvez minha formação católica

me tenha impedido. Além disso, encontrei na universidade duas pessoas (meus amigos até hoje), a quem devo minha formação socialista, que fizeram a faculdade de Direito, e eu a de Filosofia: Cláudio Souto e Hilton Rios. Formamos então esse grupo de socialistas em que não havia nenhum do Partidão. Chamava-se Movimento Estudantil Socialista de Pernambuco, MESP. Era um grupo muito pequeno, não tinha nenhuma relevância, nem no estudantado, nem na política, mas aí entramos no Partido Socialista, no qual eu militei, de forma bastante *light*, como é o meu caso, sempre, nunca fui muito empenhado... Nunca fui para o lado da política orgânica. Fiz as coisas que todo mundo fazia, pichei rua, levei pinico de mijo na cabeça, porque a gente ia pela rua perturbando as pessoas, cantando hino, com escada, pichando. Fiz tudo isso, de forma bastante *light* e levei cacetada da polícia, mas sem maiores conseqüências. Eu nunca entrei no Partidão, embora tivesse grandes amigos no Partidão e até bastante contato.

Depois eu entrei na fase desenvolvimentista, quando conheci a CEPAL, e tive a forte influência de Celso Furtado. O Socialismo ficou então meio escanteado. Nunca mudei, de fato, de posição, mas a militância mais explícita ficou bastante atenuada. Depois veio o golpe militar e aí voltou tudo com muita força. Sobretudo quando eu me fixei em São Paulo, passei a ter uma atuação mais intensa, mas não em Partido. Lembro que eu não entrei no MDB porque não quis. Creio que em 1973 a gente estava numa reunião, que eu não me lembro bem para que era, na casa de Eduardo e Marta Suplicy, e, ao sairmos dali, encontramos Andrezinho Franco Montoro com as fichas de inscrição no MDB. O Eduardo se inscreveu ali, e eu disse que não queria, que não gostava de partido, que não era o meu caso. O Andrezinho nem deve se lembrar disso. Embora tenha sido sempre um militante *light*, de que os dirigentes de partidos não gostam, nunca me recusei a colaborações muito engajadas, como se deu com a feitura do programa do MDB para o anticandidato Ulysses Guimarães em 1974. Junto com Fernando Henrique Cardoso, Maria Hermínia Tavares de Almeida, Chico Weffort, Luiz Werneck Vianna. Aliás, a ciência política e a sociologia estão nos devendo um estudo sobre Ulysses, esse grande timoneiro da redemocratização.

Então nunca fui muito de política orgânica, mas em São Paulo comecei a me movimentar muito, a escrever na *Folha de S. Paulo*, convidado pelo Cláudio Abramo. Coube a ele fazer uma lista de intelectuais que a *Folha* convidaria para escreverem e eu era um deles. Paradoxalmente, ironicamente, o Cláudio não botou o genro, o Vinícius Caldeira Brant, mas colocou na lista o Fernando Henrique e eu e nós começamos a escrever. Essa fase foi a fase de oposição, a gente estava no grande guarda-chuva do MDB, mas eu não me identificava do ponto de vista partidário, nunca me identifiquei.

Aí fui voltando a refletir, a prestar atenção às questões relativas ao socialismo. Quando eu fui para a França, duas coisas aconteceram. Primeiro, eu achei que tinha tido a sorte

de cair no governo Mitterrand, quer dizer, o socialismo democrático ia ser provado e eu estava no melhor lugar para ver, porque além de tudo Paris vale bem uma missa... Em segundo lugar, o choque produzido pelo encontro com o Estado do Bem-Estar provocou em mim a seguinte perplexidade: quão próximos nós estivéramos desse caminho reformista. Tratava-se de um caminho que claramente poderíamos já ter seguido, não fora o golpe militar. Tinha sido essa, sem dúvida, nossa grande oportunidade perdida. Então não tinha essa de ficar reclamando do reformismo, tinha que reclamar é da ausência do reformismo, porque a oportunidade tinha estado perto, e se identificava ali um pouco de socialização.

A França me provocou então duas coisas. Primeiro isso, que se refletiu no trabalho teórico, essa descoberta do antivalor, da desmercantilização da mercadoria força de trabalho; segundo, a minha confirmação, muito influenciada por essa inflexão do trabalho teórico, de que a classe organizada é, sim, capaz de fazer o socialismo. A questão da discussão de reforma e revolução é bizantina, do ponto de vista teórico. Pode ser muito própria em determinadas circunstâncias históricas, mas transformar isso em teoria pareceu-me claramente abusivo. Então o negócio era insistir no caminho reformista. O pior de tudo é quando ele desaparece.

Isso, para mim, juntava-se à criação do PT no Brasil, que já existia quando fui para a França. Também aí, claro, reproduzia-se a discussão bizantina “reforma x revolução”. Minha passagem pela França me deixara então muito convicto de que era preciso insistir nesse caminho, insistir e aumentar a margem de intervenção da classe organizada na coisa do Estado. Então, para mim, essas discussões, se você está gerindo ou não o capitalismo, começaram a ficar meio sem sentido. Isso é paradoxal, porque ao mesmo tempo eu fui ficando radical. Quer dizer, hoje, como resultado, diante do que está se processando, eu acho que o que falta é reformismo, mesmo, e que embora a posição mais de curto prazo seja pessimista, pelas razões que eu tento discutir no *Ornitorrinco*, eu acho que a classe organizada é capaz de fazer a transição democrática.

Eu me reafirmo hoje como um socialista radical, reformista. Nunca me identifiquei com a tucanagem. Percebi desde logo que aquilo era uma usurpação semântica, uma usurpação de uma tradição que, com aquela conformação, tão esnobe, não fazia o menor sentido. Ali não tem povo. De qualquer forma, o PSDB não foge à regra brasileira de que os nomes dos partidos pouco têm que ver com os próprios. Um dos partidos que Vargas criou chamava-se Partido Social Democrático, e só tinha oligarquia rural, uma coisa fantástica.

Ignácio Rangel, capital financeiro, a nova classe e *O Ornitorrinco*

E já que entramos no assunto, podemos puxar a questão da nova classe de que falo no *Ornitorrinco*. Um ramo dela é esse ramo tucano, que incomoda pelo esnobismo e pelo elitismo (financistas e banqueiros); o outro são esses administradores e gestores de fundos públicos, de origem sindical, que vêm do PT. É claro que ser tão taxativo como sou a respeito da efetiva criação de uma nova classe no País é algo precipitado. Mas isso faz um pouco parte do meu método, de provocar a discussão para abrir o espaço para uma coisa que tem tabus, de todos os lados, à direita e à esquerda. Nessas situações, o pensamento teórico meio que se embanana. Então as afirmações taxativas fazem parte de uma provocação metodológica, como se alguém dissesse: olhe, aqui tem uma coisa nova e é preciso nos desembaraçar de algumas coisas antigas e tentar pesquisar. Então não posso dizer de fato, afirmar peremptoriamente que se trata de uma nova classe, mas segue como uma provocação, para o pensamento funcionar.

Quais são as bases dessa afirmação? Inicialmente, o lugar onde eles estão, que é o lugar do capital financeiro e que é inteiramente novo na periferia, não se pode esquecer. No mundo desenvolvido isso foi formado de outro jeito, mas na periferia o lugar do capital financeiro dessa forma é uma novidade. E na periferia ele surge exatamente pela velha parteira que é o Estado. Não poderia surgir de outra maneira. Quem começou a apostar nisso 20 anos atrás foi Ignácio Rangel. Nos artigos que ele escrevia para a *Folha* ele era a favor da privatização, contra todos nós, e dizia que haveria um excedente a ser transferido, e que estava na hora de fazer, e que com isso criaríamos o nosso capital financeiro. Eu acho que o Ignácio errou só pelo seguinte: porque, de novo, esse capital financeiro quem está criando é o Estado. Não é o excedente líquido nas mãos do setor privado, como ele pensava.

Ignácio freqüentemente levantava os problemas corretos, mas de forma imperfeita. Quando reclamavam muito dele, que era uma pessoa muito engraçada, tinha um ego enorme, mas ao mesmo tempo tinha um sentido de autocrítica muito forte (isto é, um superego extravagante: era uma personalidade que Freud gostaria de ter conhecido), ele dizia: “*vocês estão exigindo muito de mim, que nasci em Caxias do Maranhão.*” Eu era muito amigo dele, gostava muito dele; na verdade era um discípulo e me tornei um amigo. (O homenageamos, junto com Celso Furtado e Caio Prado Jr., na revista que Bresser Pereira organizou e até hoje financia, a *Revista de Economia Política*). Pois ele acertou na mosca do ponto de vista de qual era o problema que estava surgindo, que iria aparecer. Ele só errou porque de fato o setor privado não contribuiu com esse processo da forma como ele imaginara. Ele acertou em cheio ao perceber que era esse o problema que estava emergindo, e ao dizer que ele só se resolveria com a criação do tal capital financeiro,

desatando, ao mesmo tempo, o nó que comprometia financeiramente o Estado. Ele era um leitor do Hilferding e por isso não era de espantar que ele viesse com essas coisas.

Mas então tem uma função nova, que surgiu de novo pelo Estado. De um lado, pelas privatizações, e, de outro, pela formação dos fundos, os fundos privados de previdência complementar, uma coisa antiga, que a ditadura já tinha feito, e o FAT, que surgiu com a Constituinte de 1988. E tucanos e petistas estão nesses dois lugares. Os tucanos, pela via das privatizações e pela via da globalização, e os petistas, nos fundos. A parte tucana, na verdade, está em metamorfose, está deixando de ser simples gestora, para passar a ser, de fato, parte da burguesia. Mas essa função vai permanecer. Do ponto de vista empírico, eles estão aí.

Isso vai permanecer, porque contraditoriamente ao que o neoliberalismo poderia pensar, o nó só pode ser quebrado de novo por uma socialização intensa de perdas. Em outras palavras, tirar excedente do Estado e passar para o setor privado. Infelizmente, a administração petista confirma isso. A reforma da Previdência não é outra coisa senão extorquir o Estado, e a extorsão vai bater no mundo do trabalho. Vai ter que fazer um arrocho fiscal e esse arrocho leva ao arrocho salarial. A reforma da Previdência é um arrocho salarial disfarçado, uma poderosa transferência. Esses locais e essas funções estão aí, e eles são novos e vão permanecer. Então seus agentes, no meu modo de ver, formam uma nova classe social. Não são trabalhadores. Sua origem pode ter sido essa, mas ela não diz mais nada a respeito do papel que eles hoje cumprem.

De um lado e do outro, como chegaram aí todos os que nós conhecemos? Chegaram, do lado tucano, por meio das privatizações, chegaram via conhecimento dos segredos do Estado. Alguns vão dar um passo adiante e se transformar em membros propriamente da burguesia, do grupo capitalista. Do lado petista, também chegaram por meio do conhecimento dos segredos do Estado, operando os fundos. Há, portanto, aqui, no capitalismo da periferia, um campo que preenche isso. Não é exatamente a mesma coisa que se passou, por exemplo, com a social-democracia nórdica. Eles, lá, não tiveram e não têm essa função. É por isso que eu estou fazendo a provocação, ao chamá-los de uma nova classe. Eles têm algumas das coisas que definem uma classe, a experiência de classe, o papel, o lugar na função, a formação, o novo consenso.

Pessimismo de curto prazo e “Socialismo Utópico”

Então, em função de tudo isso, as perspectivas hoje são muito pessimistas a respeito do Brasil. Se alguém me perguntasse se seria possível hoje um governo reformista, que

nos trouxesse de novo a perspectiva do Estado do Bem-Estar do qual estivemos tão próximos, eu diria que possível não é, mas temos que agir como se fosse, para retomar um bordão do Paulo Arantes. Examinando a situação com o que as ciências sociais podem nos dar, ficamos amarrados nessa constatação pessimista, mas mesmo assim temos que pensar para a frente.

O que seria um governo reformista? Em primeiro lugar, teria que haver uma democratização radical. Seria necessário ampliar todos os espaços de intervenção, não se pode corporativizar mais - e eu adoto pela primeira vez essa palavra infeliz -, não se pode corporativizar. Em outras palavras, esses fundos não podem ser fundos só dos trabalhadores organizados. É preciso achar outras formas pelas quais a sociedade se organize para ampliar a distribuição da riqueza. Tal como a social-democracia começou, no princípio do século XX, a atacar não a propriedade dos meios de produção, mas a atacar a distribuição, e dessa forma começou a mudar a relação.

Teríamos que fazer algo parecido, ampliando os graus. Ampliar a distribuição de uma forma radical e ampliar a intervenção popular organizada nas formas da distribuição da riqueza, socializando por essa via. Em suma, estamos falando de uma espécie de democracia cuja tendência é socialista. Com uma distribuição de renda tal como a que existe no Brasil, nem o capital é viável. Ao mesmo tempo, não pode corporativizar mais, porque o corporativismo é uma armadilha, ele se transforma nesses fundos de pensão e, na verdade, cava um fosso, de novo, entre os trabalhadores e as elites. Detentores de cotas dos fundos privados financiam novos empreendimentos do capital, e ao empregar novos trabalhadores refazem, por essa via, a relação capital-trabalho: não é como o senador Mercadante disse.

Como a tendência no chamado mundo do trabalho é aumentar a utilização de um trabalho que é desorganizado do ponto de vista do "sujeito trabalho", mas que é organizado do ponto de vista do capital, então vai aparecer uma contradição, que é uma aparência, mas que se materializa e cujas conseqüências se dão na política. Vai aparecer um pequeno mundo do trabalho corporativizado e um imenso mundo que não é do não-trabalho, mas que não é do trabalho corporativizado, e aí o capital vai rir de um canto ao outro. São os fundos dirigidos por trabalhadores que desempregam, que bancam a reestruturação produtiva e que se aproveitam dos benefícios para eles, fazendo isso evidentemente sob as formas do capital financeiro. Cria-se uma espécie de sujeito monetário engordado, do Kurz, de indivíduo engordado.

Isso só uma democratização radical pode aliviar, introduzindo intervenção popular em todos os campos. É por isso que eu fui tão otimista com a perspectiva do Orçamento Participativo (OP), principalmente aqui, na cidade de São Paulo. Esse processo, se encaminhado corretamente, se for de fato feito com essa intenção, produz uma pedagogia re-

volucionária. Toda uma cidade discutindo o orçamento é uma coisa impensável, e é possível fazer. E tira o risco da corporativização. E você amplia de todas as formas. Amplia do ponto de vista da inclusão, amplia do ponto de vista da proporção que isso representa nos gastos e nas receitas, e por aí vai forçando uma democratização que não vai ter como se corporativizar. Esse é um caminho bastante utópico, de difícil concreção, há pouquíssimos exemplos, entre os quais o OP é um deles.

Mas se insistirmos nas coisas que obedecem à tendência do trabalho desorganizado, se deixarmos nos levar por essa correnteza, que é o que infelizmente está acontecendo, não vamos a lugar algum, porque isso virou funcional ao capital. É como eu digo no *Ornitorrinco*. As formas mais modernas de acumulação se alimentam, no Brasil, do trabalho mais primitivo, mais atrasado, atrasado não só do ponto de vista do processo de trabalho em si, mas atrasado também do ponto de vista dos direitos etc. E por quê? Porque quem está organizando tudo isso, não nos enganemos, é o processo técnico-científico, é a forma que o capital tomou recentemente.

Mas alguém pode perguntar: então você está explicando esse mundo técnico-científico por esse trabalho miserável? E eu digo, não. Estou, ao contrário, explicando esse trabalho miserável por esse mundo técnico-científico. E uma vez mais eu vou buscar a coisa no velho barbudo. É o mais avançado que comanda. Pensou-se que o mais avançado liquidaria com essa coisa atrasada, mas ele recria sempre, ele a está recriando de uma forma extremamente difícil de desmanchar, parece que não tem volta atrás. Num país como o Brasil, que sempre esteve nessa trilha, se não houver uma forma de deter isso, é o desastre... Então a palavra de ordem tem de ser essa. Seguir pela linha da distribuição e democratizar radicalmente.

É por isso que eu critico o Fome Zero. Não critico por cinismo, critico porque é insuficiente. Se você estivesse botando 10%, que fosse, do PIB no Fome Zero você estaria de fato tentando mudar essa situação. Mas, com essas migalhas, não vai funcionar. E já há toda uma linha de pesquisa que mostra os efeitos incríveis dos programas de investimento público, os efeitos distributivos que eles têm. É fantástico o que uma escola pública representa, do ponto de vista redistributivo, para o estrato de menor renda. Então basta combinar o investimento público mais tradicional com uma coisa tipo renda mínima que muda essa porcaria, mas muda mesmo. Portanto, não estou contra o Fome Zero por cinismo. Estou contra porque ele é absolutamente insuficiente. Se você fez uma transferência de patrimônio da ordem da que o Fernando Henrique fez, para um dos lados, é preciso fazer outra, também dessa ordem, para o outro lado. Podem dizer que tudo isso é utópico e é verdade. Com as armas que eu tenho não dá mesmo para vislumbrar algo assim. Então acho que voltei, por vias transversas, a uma espécie de socialismo utópico, como meu velho amigo Paul Singer.

Relação de Pareceristas do Ano – 2003

Adolfo Sachsida	José Oswaldo Cândido Júnior
Ajax Reynaldo Bello Moreira	José Roberto Securato
Ana Maria Fontenele	José Vicente Caixeta Filho
Ana Maria Holland Ometto	José W. Rossi
André Garcez Ghirardi	Luiz Fernando Rodrigues de Paula
Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi	Luiz Guilherme Scorzafave
Antonio Gledson de Carvalho	Marcelo Fernandes
Antonio Lisboa Teles da Rosa	Marcelo Savino Portugal
Antonio Páez	Marcos da Rocha Ferreira Mendes
Benjamin Miranda Tabak	Maria Cristina T. Terra
Carlos Eduardo Soares Gonçalves	Maria Dolores Montoya Diaz
Cláudia Helena Cavalieri	Maria Helena Zockun
Cláudio Felisoni de Angelo	Maria José Willumsen
Denisard Cnéio de Oliveira Alves	Matheus Albergaria de Magalhães
Denise Cavallini Cyrillo	Mauro Borges Lemos
Edric Martins Ueda	Milton Barossi Filho
Edson Paulo Domingues	Mirian Rumenenos Piedade Bacchi
Edvaldo Alves de Santana	Naércio Aquino Menezes-Filho
Evaristo Marzabal Neves	Nali de Jesus de Souza
Fábio Giambiagi	Paulo Gonzaga M. de Carvalho
Fábio Kanczuk	Renato Galvão Flôres Junior
Fernando A. Blanco Cossío	Roberto de Góes Ellery Junior
Fernando Lopes Leon	Rodolfo Hoffmann
Gervásio Castro de Rezende	Rodrigo De Losso da Silva Bueno
Gilberto Tadeu Lima	Sérgio Kannebley Júnior
Gilson de Lima Garófalo	Sigismundo Bialoskorski Neto
Hélio Zylberstajn	Simone Wajnman
Hildete Pereira de Melo	Steven Helfand
João Carlos Douat	Tatiane Almeida de Menezes
Joaquim José Martins Guilhoto	Tito Belchior Silva Moreira
Jorge Saba Arbache	Vera Lucia Fava
José Raimundo Carvalho	William Eid Júnior
José Carrera-Fernandez	Yony Sampaio

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 referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;

Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);

Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em WORD 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Department of Economics and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation) of the School of Economics, Business Administration and Accounting of the University of São Paulo, Brazil.

This journal is indexed by *Journal of Economic Literature*, electronic on line and CD-ROM.

EDITOR:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

EDITORIAL BOARD:

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

Secretary: Rute Neves

Sales and Delivery: Maria de Jesus Antunes Soares

Editing: Eny Elza Ceotto (Portuguese)

Editorial Design: Sandra Vilas Boas

Mailing Address:

Revista de Economia Aplicada

Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas

Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II - Depart. de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900

Phone: (55-11) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (55-11) 3091-6073 • E-mail: revcap@usp.br • www.fipe.com/revcap

Subscriptions for Delivery Outside Brazil:

• Individuals - US\$ 80,00 • Institutions - US\$ 100,00 (air mail included)

Annual subscription: 4 numbers

Individual issues can also be purchased at the above address.

Contents

PAPERS

- Using Real Cycles to Build Macroeconomic Scenarios**
Fabio Kanczuk 675
- International Capital: Complements or Substitutes?**
Carlos Hamilton V. Araújo, Renato G. Flôres Jr. 703
- Inflation Target Credibility: The Brazilian Case**
Helder Ferreira de Mendonça 729
- A Method for the Application of Neural Networks to the Estimation of Economic Functions Elasticities**
Sidney de Castro Oliveira, João Sicsú, Adriano Joaquim de Oliveira Cruz 743
- Pricing of IDI Options Using Generalized Hyperbolic Distributions**
José Santiago Fajardo Barbachan, José Renato Haas Ornelas..... 767
- A Methodology for the Management of Scoring Models in Retail Credit Operations in Brazil**
Luis Fernando Landa Lecumberri, Antonio Marcos Duarte Júnior 795
- Valuing Environmental Comfort: Attitudes and Behavior in Relation to Willingness-to-pay**
Ademar Romeiro, Alexandre Gori Maia..... 819

HOW I DO RESEARCH

- Education in Social Sciences and Practical Work as an Economist**
Francisco de Oliveira 845

PAPERS

Using Real Cycles to Build Macroeconomic Scenarios

Fabio Kanczuk

International Capital: Complements or Substitutes?

Carlos Hamilton V. Araújo, Renato G. Flôres Jr.

Inflation Target Credibility: The Brazilian Case

Helder Ferreira de Mendonça

A Method for the Application of Neural Networks to the Estimation of Economic Functions Elasticities

Sidney de Castro Oliveira, João Sicsú, Adriano Joaquim de Oliveira Cruz

Pricing of IDI Options Using Generalized Hyperbolic Distributions

José Santiago Fajardo Barbachan, José Renato Haas Ornelas

A Methodology for the Management of Scoring Models in Retail Credit Operations in Brazil

Luis Fernando Landa Lecumberri, Antonio Marcos Duarte Júnior

Valuing Environmental Comfort: Attitudes and Behavior in Relation to Willingness-to-pay

Ademar Romeiro, Alexandre Gori Maia

HOW I DO RESEARCH

Education in Social Sciences and Practical Work as an Economist

Francisco de Oliveira