Análise Econômica

CRISES CAMBIAIS DOS ANOS 1990: UMA ANÁLISE SOB O
ENFOQUE CUSTO BENEFÍCIO À BARRO-GORDON
TITO BELCHIOR S. MOREIRA, MAURÍCIO BARATA DE P. PINTO,
GERALDO DA SILVA E SOUZA

LEI FUNDAMENTAL DA CONCORRÊNCIA CAPITALISTA E
CRITÉRIO DE ADOÇÃO DE NOVAS TÉCNICAS
FRANCISCO PAULO CIPOLLA

CONCORRÊNCIA, COMPORTAMENTO ESTRATÉGICO E
DESEMPENHO COMPETITIVO
ACHYLES BARCELOS DA COSTA

INCENTIVOS FISCAIS (SUDAM E SUFRAMA) E A DINÂMICA
INDUSTRIAL E AGROPECUÁRIA NA REGIÃO NORTE
LUIZ ROBERTO C. NASCIMENTO, JOÃO POLICARPO R. LIMA

VANTAGENS COMPARATIVAS MUNICIPAIS: INDICADORES E
DETERMINANTES
MARCOS COSTA HOLANDA, FRANCIS CARLO PETTERINI

A CONTRIBUIÇÃO DO EMPREGO PÚBLICO NA GERAÇÃO DE
POSTOS DE TRABALHO NOS PAÍSES DESENVOLVIDOS DESDE
O PÓS-GUERRA
FERNANDO AUGUSTO M. DE MATTOS

THE UIP HYPOTHESIS FOR ARGENTINA, BRAZIL, CHILE AND
MEXICO WITH THE USE OF THE RATIONAL EXPECTATION
HYPOTHESIS: NEW EMPIRICAL EVIDENCE
JAIMILTON V. CARVALHO, ADOLFO SACHSIDA, PAULO R. A.
LOUREIRO, TITO BELCHIOR S. MOREIRA

A REDUÇÃO DA JORNADA DE TRABALHO EM MARX: POR QUE
FALHAM AS PREVISÕES NOVO-KEYNESIANAS SOBRE OS
IMPACTOS DESSA MEDIDA?
PAULO SÉRGIO FRACALANZA

Ano **23**

Nº **43**

Março, 2005

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

Reitor: Prof. José Carlos Ferraz Hennemann

FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Coordenador: Prof. Gentil Corazza

CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISAS ECONÔMICAS

Diretor: Prof. Lovoís de Andrade Miguel

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Chefe: Prof. Ricardo Dathein

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ATUARIAIS

Chefe: Prof. Ceno Odilo Kops

CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Coordenador: Prof. Fernando Ferrari Filho

CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO RURAL

Coordenador: Prof. Paulo Dabdad Waquil

CONSELHO EDITORIAL: Carlos G. A. Mielitz Netto (UFRGS), Eduardo A. Maldonado Filho (UFRGS), Eduardo P. Ribeiro (UFRGS), Eleutério F. S. Prado (USP), Eugênio Lagemann (UFRGS), Fernando Cardim de Carvalho (UFRJ), Fernando Ferrari Filho (UFRGS), Fernando de Holanda Barbosa (FGV/RJ), Flávio Vasconcellos Comim (UFRGS), Gentil Corazza (UFRGS), Giacomo Balbinotto Netto (UFRGS), Gustavo Franco (PUC/RJ), Hélio Henkin (UFRGS), Jan A. Kregel (UNCTAD), João Rogério Sanson (UFSC), Joaquim Pinto de Andrade (UnB), Jorge Paulo Araújo (UFRGS), Marcelo S. Portugal (UFRGS), Maria Alice Lahorgue (UFRGS), Paul Davidson (University of Tennessee), Paulo D. Waquil (UFRGS), Pedro C. D. Fonseca (UFRGS), Philip Arestis (University of Cambridge), Roberto C. Moraes (UFRGS), Ronald Otto Hillbrecht (UFRGS), Sérgio M. M. Monteiro (UFRGS), Sabino da Silva Porto Jr. (UFRGS), Stefano Florissi (UFRGS) e Werner Baer (University of Illinois at Urbana - Champaign).

COMISSÃO EDITORIAL: Eduardo Augusto Maldonado Filho, Fernando Ferrari Filho, Hélio Henkin, Marcelo Savino Portugal, Paulo Dabdad Waquil e Sérgio Marley Modesto Monteiro.

EDITOR: Sérgio Marley Modesto Monteiro

EDITOR ADJUNTO: Hélio Henkin

SECRETÁRIO: Emerson Douglas Neves

REVISÃO DE TEXTOS: Vanete Ricacheski.

EDITORAÇÃO: Núcleo de Editoração e Criação da Gráfica da UFRGS - Janaína Horn e Junia Saedt

FUNDADOR: Prof. Antônio Carlos Santos Rosa

Os materiais publicados na revista *Análise Econômica* são da exclusiva responsabilidade dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos trabalhos, desde que seja citada a fonte. Aceita-se permuta com revistas congêneres. Aceitam-se, também, livros para divulgação, elaboração de resenhas e resenhas. Toda correspondência, material para publicação (vide normas na terceira capa), assinaturas e permutas devem ser dirigidos ao seguinte destinatário:

PROF. SÉRGIO MARLEY MODESTO MONTEIRO

REVISTA *ANÁLISE ECONÔMICA* - Av. João Pessoa, 52
CEP 90040-000 PORTO ALEGRE - RS, BRASIL

Telefones: (051) 3316 3513/3316 4164

Fax: (051) 3316 3990 - E-mail: rae@vortex.ufrgs.br

A Revista *Análise Econômica* agradece a colaboração dos pareceristas do número 43, abaixo relacionados:

Adelar Fochezatto
Carlos Henrique Horn
Carlos Guilherme A. Mielitz Netto
Fabiana Fontes Rocha
Márcio Gomes Pinto Garcia
Maria de Lourdes Rollemberg Mollo
Maria Luíza Falcão Silva
Orlando Martinelli Jr.
Ricardo Dathein
Sabino da Silva Porto Jr.
Samuel de Abreu Pessoa
Sérgio Marley Modesto Monteiro

Análise Econômica

Ano 23, nº 43, março, 2005 - Porto Alegre
Faculdade de Ciências Econômicas, UFRGS, 2000

Periodicidade semestral, março e setembro.

I. Teoria Econômica - Desenvolvimento Regional -
Economia Agrícola - Pesquisa Teórica e Aplicada -
Periódicos. I. Brasil.

Faculdade de Ciências Econômicas,
Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

CDD 330.05

CDU 33 (81) (05)

Crises cambiais dos anos 1990: uma análise sob o enfoque custo-benefício à Barro-Gordon¹

Tito Belchior Silva Moreira *
Maurício Barata de P. Pinto **
Geraldo da Silva e Souza **

Resumo: Este artigo tem por objetivo verificar se os países envolvidos nas principais crises cambiais dos anos 1990 seriam anunciados como vulneráveis às respectivas crises, com base em previsões levadas a cabo com uso de um escore de avaliação de crise definido pela função perda de Barro-Gordon (1983). Este escore de crise depende da inflação e do crescimento real do produto. É um construto definido com a utilização de métodos estatísticos de análise multivariada. Neste contexto os países da amostra são avaliados. Identificam-se os mais vulneráveis às crises cambiais por meio da análise de conglomerados. A classificação obtida é validada com o uso de análise discriminante. Os resultados são consistentes com os observados na literatura.

Palavras-chave: Modelo Barro-Gordon, crises cambiais, função perda, análise discriminante, análise de agrupamento.

Abstract: This article aims to verify if the countries involved in the main currency crises of the 90's would be announced as vulnerable to the respective crises, basing the predictions on a score of crisis evaluation defined by the loss function of Barro-Gordon (1983). This crisis score depends on inflation and on the GDP growth. It is a construct defined with the use of multivariate statistical methods. In this context the countries in the sample are evaluated. Cluster analysis is employed to identify the more vulnerable to currency crises. This classification is validated via discriminant analysis. The results are consistent with the literature.

Keywords: Barro-Gordon Model, currency crises, loss function, discriminant analysis, cluster analysis.

JEL Classification: F30, F41

* Universidade Católica de Brasília: tito@pos.ucb.br

** Universidade de Brasília: mauriciopinto@brturbo.com e geraldosouza@unb.br

¹ Os autores agradecem à colaboração de José R. Novaes, Maria L. Falcão, Geraldo Sant'ana de C. Barros e dos anônimos pareceristas pelos pertinentes comentários. Erros, ora remanescentes, são de inteira responsabilidade dos autores.

1 Introdução

Nos anos 1990, as mutações na economia mundial propiciaram o desenvolvimento de novas teorias explicativas de ataques especulativos e das crises deles advindas. Uma das teorias apresentadas na literatura é que uma crise pode surgir mesmo que a economia apresente bons fundamentos macroeconômicos, assumindo características de crises auto-realizáveis. Está implícita nesse argumento a suposição de que a política econômica não é predeterminada, mas responde às mudanças da economia, isto é, a política econômica é um jogo interativo entre os agentes e os formuladores de política.

Nesses modelos de crises auto-realizáveis – também conhecidos como modelos de segunda geração – as expectativas e ações dos agentes econômicos podem afetar algumas variáveis, e, como em um jogo seqüencial, os formuladores de políticas econômicas respondem *a posteriori*. Isso cria a possibilidade de equilíbrios múltiplos, de modo que a economia possa se mover sem a necessidade de mudanças nos seus principais fundamentos.

Crises cambiais podem ocorrer devido à antecipação de uma mudança no regime de taxa de câmbio pelos agentes econômicos. Mudanças nas expectativas podem levar a um comportamento que force o colapso do regime cambial, validando as próprias expectativas previamente criadas pelos agentes. Isso justifica por que esses modelos de crises são auto-realizáveis.

O modelo de Barro e Gordon (1983) – precursor dos modelos de segunda geração – enfoca a relação custo e benefício para analisar se as políticas econômicas são críveis. Os autores revelam a existência de tensão entre as autoridades monetárias e os agentes econômicos, como observado em muitos países. Os agentes, provavelmente, concordam com a meta da autoridade de obter maior taxa de emprego combinada com menor taxa de inflação. Mas, certamente, eles desejam evitar serem surpreendidos com uma taxa de inflação acima das suas expectativas, de forma a reduzir a sua renda real. O aspecto principal desse modelo é a permuta de desemprego por inflação.

Os modelos de crises cambiais de segunda geração são uma mistura do modelo de crise nos fundamentos de Krugman (1979) e Flood e Garber (1984) com o enfoque de custo e benefício de Barro e Gordon (1983). O principal aspecto desses modelos é a permuta de inflação por desemprego ou a permuta de inflação por déficit público (ANDRADE e FALCÃO, 1999).

Nesses modelos, a autoridade monetária procura minimizar uma função de perda que se constitui, por exemplo, da soma do quadrado do desvio entre a inflação corrente e a meta inflacionária com o quadrado do desvio entre a taxa de desemprego corrente e a taxa de desemprego natural. Num regime de taxas de câmbio fixas, pode ocorrer uma situação de pequeno desvio da taxa de desemprego em relação à taxa natural, mas às custas de elevadas taxas de inflação. Esse processo pode resultar na inviabilização da manutenção do regime de câmbio fixo. Elevadas taxas de inflação significam problemas nos fundamentos.

Pode ocorrer uma situação inversa àquela anteriormente descrita. A economia pode apresentar bons fundamentos com baixa taxa de inflação mas às custas de elevadas taxas de desemprego. Nesse caso, os agentes econômicos também podem avaliar que a política econômica não é crível, o que gera expectativa de que o governo irá abandonar a taxa de câmbio fixa. Nesse contexto, políticas não críveis reduzem a credibilidade das autoridades monetárias de forma que, se vários investidores acreditarem que o sistema cambial vai entrar em colapso, a crise irá se materializar.

Nos dois exemplos supracitados, haverá o abandono do regime de câmbio fixo. A diferença é que, quando a autoridade monetária prioriza baixos níveis de desemprego, às custas de elevados índices inflacionários, o regime cambial entra em colapso em função de problemas nos fundamentos macroeconômicos. Esse caso assemelha-se aos modelos de primeira geração. Inversamente, mesmo quando os fundamentos macroeconômicos (baixos níveis inflacionários) apresentam-se em conformidade com um regime de câmbio fixo, mas às custas de elevadas taxas de desemprego, mesmo assim o regime cambial poderá entrar em colapso. Esse caso não é explicado pelos modelos de primeira geração. Se os agentes econômicos avaliarem que o custo para manutenção do câmbio fixo (recessão e desemprego) é superior ao benefício gerado por ela (estabilidade dos preços), então tais agentes gerarão expectativas de que o governo irá abandonar a taxa de câmbio fixa, de forma que estas expectativas poderão se tornar realidade. Esse segundo caso é explicado pelos modelos de segunda geração.

Assim, contrariamente aos modelos de primeira geração, em que os ataques especulativos são resultados de desequilíbrios nos fundamentos, Obstfeld e Rogoff (1997) e Velasco (1996), entre outros que contribuíram para a formalização dos modelos de segunda geração, defendem a possibilidade de uma crise cambial começar como resulta-

do de expectativas auto-realizáveis, mesmo quando as economias apresentam bons fundamentos (baixas taxas de inflação, mas às custas de elevadas taxas de desemprego). Trata-se do caso das crises dos países do Sistema Monetário Europeu – SME – em 1992 e 1993.

Quando houve a unificação da Alemanha Ocidental com a Oriental em 1988, o custo do processo de unificação gerou forte pressão sobre as contas do governo, obrigando-o a financiar o déficit fiscal via emissão de moeda. O banco central alemão implementou uma política monetária restritiva para evitar inflação. Em consequência, a taxa de juros alemã elevou-se acima das demais taxas dos países pertencentes ao SME. Esses países alinharam suas taxas de juros à taxa alemã, de forma que resultou em elevadas taxas de desemprego. Embora tais países possuíssem bons fundamentos, com baixas taxas de inflação em acordo com regimes de câmbio fixo (administrado), os agentes econômicos perceberam que tal política não se manteria por muito tempo, pois, mais cedo ou mais tarde, um daqueles países abandonaria o câmbio fixo em decorrência dos custos gerados por tal política ser maior do que seus benefícios.

Os países pertencentes ao SME que abandonassem o câmbio fixo mais tardiamente incorreriam em maiores perdas, seja porque teriam maiores perdas de reservas para defender o câmbio fixo, ou porque incorreriam em maiores perdas caso elevassem ainda mais as taxas de juros para defender o regime cambial. Taxas de juros mais elevadas gerariam mais recessão e mais desemprego. Como em um jogo interativo, os agentes econômicos (especuladores, formuladores de políticas econômicas etc) avaliaram a situação como insustentável, de forma que a expectativa do abandono do regime de câmbio fixo tornou-se realidade.

A idéia dos modelos de profecias auto-realizáveis está relacionada com a credibilidade das políticas implementadas e administradas pela autoridade monetária. A manutenção de suas políticas, num regime de taxa de câmbio fixa, é crível enquanto os benefícios gerados por elas forem maiores que os custos. Essa relação entre custos e benefícios é representada por uma função de perda. A exemplo do modelo de Barro e Gordon (1983), que apresenta na sua função de perda a permuta de inflação por desemprego, menores taxas de inflação e menores taxas de desemprego (maiores taxas de crescimento do produto) minimizam

as perdas para a sociedade. Menores perdas implicam maior credibilidade às políticas engendradas pelos formuladores de políticas econômicas.²

Destaque-se que uma perda de controle da inflação – problemas nos fundamentos – poderia também gerar falta de credibilidade das autoridades monetárias, que, por sua vez, poderia alimentar as expectativas de que o sistema cambial vai entrar em colapso. Isto caracteriza uma economia susceptível a crises de fundamentos e auto-realizável. Neste contexto, pode-se considerar que a origem da crise está nos fundamentos. Ao longo do artigo vamos nos referir a crises cujas origens estão nos fundamentos e crises cujas origens estão em políticas econômicas não críveis, mesmo com bons fundamentos. Ambas podem gerar crises auto-realizáveis.

Neste artigo, objetiva-se estimar a função de perda nos moldes do modelo de Barro e Gordon (1983), de forma que, com base no valor das perdas de cada um dos 28 países da amostra, se obtenha a classificação dos países associada ao resultado das perdas. Quanto maior a perda para um determinado país, maior a possibilidade de ocorrência de crise cambial. Se as perdas forem originadas por elevadas taxas de inflação, então se atribui a provável crise a problemas nos fundamentos macroeconômicos. Se as perdas forem originadas de elevadas taxas de desemprego, associadas a baixas taxas de inflação, então se atribui a provável crise a falta de credibilidade para a manutenção da política de câmbio fixo ou administrado. Por outro lado, os países que apresentarem menores perdas serão considerados os menos susceptíveis às crises cambiais.

2 Metodologia

Essencialmente a abordagem para a avaliação de crise cambial envolve a caracterização de um índice de crise unidimensional. Define-se como indicador de crise cambial agregada a quantidade

$$I = \sum_{i=1}^n \psi_i \gamma_i X_i$$

² Uma resenha sobre crises cambiais e financeiras pode ser vista em Moreira (2002).

onde $n=4$, γ_i é direção (sinal) estabelecida *a priori* para X_i e

$$\Psi_i = \frac{R_i^2}{\sum_{j=1}^n R_j^2}$$

onde R_i^2 representa o coeficiente de determinação da regressão de X_i nas demais variáveis.

O indicador I é semelhante a um fator geral num modelo de análise fatorial, onde ψ_i é, aproximadamente, a comunalidade relativa da variável X_i , (WICHERN e JOHNSON, 1998) e (HARMAN, 1976). Outra analogia seria definida pelo escore do primeiro componente na análise de componentes principais (MANLY, 1994). Os valores de I permitem ordenar os elementos da amostra, países da amostra, segundo a intensidade com que respondem a esta medida agregada de crise.

A disponibilidade da medida de crise agregada I leva naturalmente à investigação sobre a existência de grupos homogêneos, i.e., de conglomerados de países com valores similares ao escore. A abordagem neste aspecto utiliza o método de classificação de Ward (EVERITT e DUNN, 2001) e a distância euclidiana como medida de proximidade entre grupos. A técnica de Ward é um método de classificação hierárquico que procura formar agrupamentos com a menor variabilidade possível dentro dos grupos. O critério tem um princípio similar ao da análise de variância multivariada. Conclui-se pela existência de 2 grupos homogêneos, conforme seção 5.1. A escolha formal do número de estratos de crise (2) baseou-se nas estatísticas comumente utilizadas na análise de agrupamentos (CCC e R2), conforme Everitt e Derr (1996). Esta classificação dicotômica, sugerida pelo processo de classificação, foi validada com o uso de análise discriminante (TABACHNICK e FIDELL, 2001). Esta mesma metodologia empregada por Moreira (2003) e Moreira (*forthcoming*).

3 Função de perda de Barro-Gordon (1983)

O objetivo do formulador de políticas e da sociedade para cada período é sintetizado por uma função perda Z_t , a qual aumenta em função de qualquer desvio da taxa de desemprego em relação à taxa natural e também de qualquer desvio da inflação em relação à meta inflacionária, que é assumida como nula (BARRO-GORDON, 1983). A equação (3.1) reflete o comportamento minimizador da autoridade monetária. Admite-se uma

simples função quadrática na seguinte forma:

$$Z_t = a(U_t - kU_t^n)^2 + b(\Pi_t)^2; \quad (3.1)$$

onde: $a, b > 0, \quad 0 \leq k \leq 1$.

Para efeito de simplificação, assume-se que a taxa de desemprego natural é nula, de forma que

$$Z_t = a(U_t)^2 + b(\Pi_t)^2; \quad a > 0, b > 0 \quad (3.2)$$

Ao trabalhar com uma amostra de 28 países, surge um problema operacional. Geralmente, os países possuem metodologia própria para apuração da taxa de desemprego, o que envia a comparação das taxas entre eles. Assim, sabendo que a taxa de desemprego tem uma relação inversa com a taxa de crescimento do produto real, uma aproximação da lei de Okun, resolve-se o problema tal que:

$$U_t = -d[y_t]; \quad d > 0 \quad (3.3)$$

indicando que um dado incremento da taxa de crescimento do produto real (y_t) leva a uma redução da taxa de desemprego. Substituindo (3.3) em (3.2), tem-se que:

$$Z_t = a[-d(y_t)]^2 + b[\Pi_t]^2 \quad (3.4)$$

Sem prejuízo ao resultado, pode-se representar a equação acima como:

$$Z_t = g(y_t)^2 + b(\Pi_t)^2 \quad (3.5)$$

onde: $a(-d)^2 = g > 0$.

Analogamente temos que:

$$Z_{t-1} = h(y_{t-1})^2 + c(\Pi_{t-1})^2, \text{ onde } h, c > 0 \quad (3.6)$$

Assim, somando (3.5) e (3.6), temos:

$$V = g(y_t)^2 + h(y_{t-1})^2 + b(\Pi_t)^2 + c(\Pi_{t-1})^2 \quad (3.7)$$

onde $Z_t + Z_{t-1} = V$ é a função de perda que será estimada.

4 Base de dados e critério de seleção de países

Trabalha-se com uma amostra de 28 países, cujo critério de escolha envolve dados de países nos dois anos anteriores às principais crises cambiais dos anos 1990. Pretende-se verificar se os países

selecionados serão anunciados como vulneráveis às respectivas crises, com base na estimativa da função de perda à Barro-Gordon (1983).

A seguir, relacionam-se os países associados às respectivas crises cambiais dos anos 1990 e o biênio relativo aos dados da taxa de crescimento do produto real e da taxa de inflação de cada país.

I) Crise do Sistema Monetário Europeu (SME) deflagrada em agosto de 1992: Bélgica (91/92), Dinamarca (91/92), Espanha (91/92), França (91/92), Itália (91/92), Reino Unido(91/92) e Suécia (91/92);

II) Crise do leste asiático deflagrada em julho de 1997: Coreia (95/96), Filipinas (95/96), Indonésia (95/96), Malásia (95/96), Tailândia (95/96), Argentina (95/96), Brasil (95/96), Chile (95/96), China (95/96), Cingapura (95/96), Colômbia (95/96), Hong-Kong (95/96), Jordânia (95/96), México (95/96), Peru (95/96), República Tcheca (95/96), Sri Lanka (95/96), Turquia (95/96) e Venezuela (95/96);

III) Crise do México deflagrada em dezembro de 1994: México (1993/94);

IV) Crise do Brasil deflagrada em janeiro de 1999: Brasil (97/98).

Pode-se verificar que há uma quantidade maior de países no grupo relacionado à crise do leste asiático, justificado pelo fato de ela ter tido um maior impacto e difusão entre os países emergentes.

A fonte de dados baseia-se nas Revistas do Fundo Monetário Internacional, *International Financial Statistics*, (IFS, 1999). A inflação é calculada com base no Índice de Preço ao Consumidor (linha 64) e a taxa de crescimento do produto real é calculada com base no PNB (linha 99bvp).

5 Resultados e análises

A Tabela 1 apresenta as comunalidades relativas de cada variável, conforme segue.

Tabela 1: Comunalidades relativas da função perda de Barro-Gordon

Variáveis	R_i^2 (%)	Comunalidade relativa ψ_i (%)
$(\Pi_{t-1})^2$	23,7684	18,41840
$(\Pi_t)^2$	27,5453	21,34516
$(y_{t-1})^2$	37,3487	28,94193
$(y_t)^2$	40,3846	31,29448
Total	129,0470	100,00000

Como já foi determinado o peso (comunalidade relativa) de cada variável na Tabela 1, criar-se-á um escore que medirá a função perda de Barro-Gordon (1983) para um conjunto de 28 países. Dessa forma, define-se o escore da função perda como:

Escore

$$(I) = \psi_1 * (\Pi_t)^2 + \psi_2 * (\Pi_{t-1})^2 - \psi_3 * (y_t)^2 - \psi_4 * (y_{t-1})^2 \quad (5.1)$$

onde ψ_i ($i = 1, 2, 3, 4$) são os pesos das variáveis apresentadas na Tabela 1 e os valores das variáveis padronizadas são apresentados na Tabela 2. Assim, o escore de cada país é determinado por uma média das variáveis padronizadas ponderadas pelas suas respectivas comunialidades relativas (pesos).

Percebe-se que os pesos do desvio da inflação e do produto são iguais para todos os países. Em geral as economias que não cuidam dos fundamentos têm um peso menor para os desvios da inflação e vice-versa. Nesse contexto as comunialidades relativas estariam superestimando ou subestimando os pesos de cada economia, respectivamente, o que geraria vieses nos valores dos escores. A despeito desta restrição metodológica, faz-se mister ressaltar, encontramos resultados consistentes com a literatura. Esta constatação pode ser feita porque estamos avaliando as crises ex-post e, deste modo, pode-se comparar os resultados obtidos pela metodologia aqui proposta com os resultados de outros estudos empíricos.

As perdas serão minimizadas com menores taxas de inflação e menores taxas de desemprego (maiores taxas de crescimento real do produto). Dessa forma, admite-se que menores escores significam menores perdas e, inversamente, maiores escores significam maiores perdas. Com o sinal do coeficiente do crescimento real do produto negativo, quanto maior o crescimento do produto, isto é, quanto menor a taxa de desemprego, menor será o escore; e com o sinal do coeficiente da inflação positivo, quanto menor a inflação menor o escore. Portanto, menores escores indicam minimização da função de perda.

Assim, menor perda na função da Autoridade Monetária sinaliza uma política econômica crível, melhorando os atributos credibilidade e reputação. Portanto, a credibilidade das políticas econômica será inversamente proporcional aos escores. Quanto maior o valor do escore, menor a credibilidade das políticas engendradas pelos seus formuladores, em função de elevadas

taxas de desemprego e/ou elevadas taxas de inflação. Os altos índices de inflação também sinalizam problemas nos fundamentos macro-econômicos do país.

A literatura avaliou que a crise do SME é um exemplo típico de crises auto-realizáveis, explicadas pelos modelos de segunda geração, conforme trabalhos de Knot, Sturm e Haan (1998), Rose e Svensson (1994), Obstfeld e Rogoff (1995) e Krugman (1996) e Eichengreen (2000). Assim sendo, ao estimar a função de perda de Barro e Gordon, pode-se atestar se realmente os países do SME serão classificados como vulneráveis às crises de profecias auto-realizáveis, e se os principais protagonistas da crise asiática (Coréia, Filipinas, Indonésia, Malásia e Tailândia) não serão classificados como suscetíveis a este tipo de crise. A crise do leste asiático é explicada por problemas no setor financeiro e no balanço de pagamentos, crises gêmeas, (KAMINSKY e REINHART, 1999).

A Tabela 2, apresentada a seguir, retrata os valores padronizados referentes às variáveis da função de perda de Barro-Gordon (1983) para 28 países.

Tabela 2: Valores padronizados das variáveis da função de perda de Barro-Gordon

Países e biênio pré-crise	$(\Pi_{t-1})^2$	$(\Pi_t)^2$	$(y_{t-1})^2$	$(y_t)^2$
Argentina-95/96	-0,358552	-0,476577	-1,63056	0,586735
Bélgica-91/92	-0,352200	-0,416876	-0,510157	-0,669155
Brasil-95/96	2,251110	-0,0575234	-0,108572	-0,223765
Brasil-97/98	-0,235760	-0,399197	-0,156162	-1,077270
Chile-95/96	-0,176044	-0,2984910	1,564080	1,215710
China-95/96	-1,244500	-1,4093100	1,538710	1,923960
Cingapura-95/96	-0,402671	-0,441924	1,086040	1,349560
Colômbia-95/96	0,254979	0,0700988	0,372370	-0,510786
Coréia-95/96	-0,313830	-0,353182	1,135970	1,015880
Dinamarca-91/92	-0,377534	-0,424416	-0,650309	-0,795289
Espanha-91/92	-0,265244	-0,329876	-0,486718	-0,983558
Filipinas-95/96	-0,199385	-0,245397	0,106716	0,685301
França-91/92	-0,355378	-0,416876	-0,835894	-0,795289
Hong Kong - 95/96	-0,165994	-0,316842	-0,108572	0,260203
Indonésia-95/96	-0,152552	-0,272067	0,961616	1,416670
Itália-91/92	-0,255444	-0,350602	-0,720076	-1,014830
Jordânia-95/96	-0,383837	-0,311611	0,396658	-0,920926
Malásia-95/96	-0,288004	-0,389040	1,261200	1,618750

(Continuação...)

Países e biênio pré-crise	$(\Pi_{t-1})^2$	$(\Pi_t)^2$	$(y_{t-1})^2$	$(y_t)^2$
México-93/94	-0,135679	-0,30112	-0,533573	0,065776
México-95/96	0,8060370	0,14431	-2,375610	0,488449
Peru-95/96	-0,0914511	-0,177647	0,739100	-0,383532
Reino Unido-91/92	-0,268504	-0,383947	-1,338680	-1,139590
R.Tcheca-95/96	-0,165994	-0,250751	0,518443	0,065776
Sri-Lanka-95/96	-0,212655	-0,0546757	0,299644	0,0334804
Suécia-91/92	-0,179388	-0,421905	-1,361270	-1,633680
Tailândia-95/96	-0,271762	-0,329876	1,110990	0,5867350
Turquia-95/96	3,44438	2,28973	0,714491	1,082360
Venezuela-95/96	1,94502	3,20559	-0,0847432	-1,232840

A Tabela 3 apresenta os escores, de forma a indicar as economias mais susceptíveis às crises pelo enfoque custo-benefício à Barro-Gordon.

Tabela 3: Escores estimados: função perda de Barro-Gordon (28 países)

China-95/96	Filipinas-95/96	Colômbia-95/96	Itália-91/92
-1,57746	-0,33445	0,11400	0,40410
Malásia-95/96	R.Tcheca-95/96	Argentina-95/96	Brasil-95/96
-1,00768	-0,25473	0,12054	0,50379
Chile-95/96	Peru-95/96	Bélgica-91/92	Turquia-95/96
-0,92926	-0,14865	0,20321	0,57764
Cingapura-95/96	H. Kong-95/96	Brasil-97/98	R.Unido-91/92
-0,90515	-0,14821	0,25369	0,61266
Indonésia-95/96	Sri Lanka-95/96	Dinamarca-91/92	Suécia-91/92
-0,80782	-0,14804	0,27697	0,78213
Coréia-95/96	Jordânia-95/96	Espanha-91/92	México-95/96
-0,77987	0,03619	0,32940	0,79296
Tailândia-95/96	México-93/94	França-91/92	Venezuela-95/96
-0,62563	0,04458	0,33637	1,45282

Embora os países com escores negativos, a princípio possam caracterizar-se como aqueles menos susceptíveis às crises cambiais pelo enfoque de custo-benefício de Barro e Gordon (1983), é necessário utilizar um método estatístico para classificar as economias

menos vulneráveis a esse tipo de crise. No tópico seguinte será aplicado o método de análise de agrupamento para este fim.

5.1 Análise de agrupamento

Os resultados demonstram, com base nas estatísticas necessárias para selecionar o número adequado de conglomerados, a existência de dois grupos.

Grupo 1 – Argentina-95/96, Bélgica-91/92, Brasil-95/96, Brasil-97/98, Colômbia-95/96, Dinamarca-91/92, Espanha-91/92, Filipinas-95/96, França-91/92, Hong Kong-95/96, Itália-91/92, Jordânia-95/96, México-93/94, México-95/96, Peru-95/96, Reino-Unido-91/92, República Tcheca-95/96, Sri Lanka-95/96, Suécia-91/92, Turquia-95/96 e Venezuela-95/96.

Grupo 2 – Chile-95/96, China-95/96, Cingapura-95/96, Coréia-95/96, Indonésia-95/96, Malásia-95/96 e Tailândia-95/96.

Pode-se concluir que os países do 2º grupo, os quais possuem os menores escores, são menos sujeitos às crises cambiais, seja devido a políticas macroeconômicas não críveis, seja devido a problemas nos fundamentos. Menores escores são resultantes de menor desvio da inflação (nesse caso as economias são menos susceptíveis a crises decorrente de problemas nos fundamentos) e maiores desvios do produto, que é uma *proxy* para maiores desvios do emprego ou menores desvios do desemprego, o que torna a política crível, conferindo maior credibilidade para as autoridades monetárias. Portanto, economias que apresentam menores escores são menos susceptíveis a crises auto-realizáveis.

Inversamente, o conjunto de países com escores mais elevados – pertencentes ao 1º grupo – apresentam menor credibilidade e estão sujeitos às crises auto-realizáveis, seja devido a problemas nos fundamentos ou a políticas econômicas não críveis.

Para testar se realmente os dois grupos de países são distintos entre si, utilizar-se-á a análise de variância apresentada a seguir.

5.2 Análise de variância

O valor da estatística $F(1,27) = 51$ é estatisticamente significativo, rejeitando a hipótese nula que estabelece a não distinção entre os dois grupos ou conglomerados. Confirmada a distinção entre os conglomerados, aplicar-se-á o método de análise discriminante para confirmar se os países com os grupos previamente determinados pela

análise de agrupamento foram corretamente alocados em seus respectivos conglomerados.

5.3 Análise discriminante

A adequada classificação dos países nos respectivos grupos, e as probabilidades de ocorrência dela, pode ser verificada na Tabela 4. Nessa Tabela observa-se na primeira coluna da esquerda a relação dos 28 países da amostra. Ao lado de cada país relacionado, indica-se o biênio anterior às respectivas crises em que é estimado o escore da função de perda de cada economia. Na segunda coluna observam-se os países classificados, preliminarmente, nos seus respectivos grupos, de acordo com o método de análise de agrupamento. A terceira coluna mostra para que grupo o método de análise discriminante alocou cada um dos países. Pode-se observar que apenas Filipinas-95/96 foi realocada do grupo 1 para o grupo 2. Os demais países foram alocados em acordo com os resultados da análise de agrupamento. As duas últimas colunas apresentam as probabilidades de os países serem alocados nos respectivos grupos. A Argentina, por exemplo, possui 96,43% de chance de pertencer ao 1º grupo.

Tabela 4: Classificação dos países – função discriminante linear

Países	Do grupo	Para o grupo	Probabilidade de Classificação	
			Grupo 1	Grupo 2
Argentina-95/96	1	1	0,9643	0,0357
Bélgica-91/92	1	1	0,9801	0,0199
Brasil-95/96	1	1	0,9979	0,0021
Brasil-97/98	1	1	0,9862	0,0138
Chile-95/96	2	2	0,0112	0,9888
China-95/96	2	2	0,0001	0,9999
Cingapura-95/96	2	2	0,0133	0,9867
Colômbia -95/96	1	1	0,9626	0,0374
Coréia-95/96	2	2	0,0331	0,9669
Dinamarca-91/92	1	1	0,9883	0,0117
Espanha-91/92	1	1	0,9920	0,0080
Filipinas-95/96	1	2 *	0,4446	0,5554
França-91/92	1	1	0,9924	0,0076
Hong Kong-95/96	1	1	0,7854	0,2146

(Continuação...)

Países	Do grupo	Para o grupo	Probabilidade de Classificação	
			Grupo 1	Grupo 2
Indonésia-95/96	2	2	0,0270	0,9730
Itália-91/92	1	1	0,9955	0,0045
Jordânia-95/96	1	1	0,9359	0,0641
Malásia-95/96	2	2	0,0063	0,9937
México-93/94	1	1	0,9395	0,0605
México-95/96	1	1	0,9998	0,0002
Peru-95/96	1	1	0,7848	0,2152
R.Unido-91/92	1	1	0,9991	0,0009
R.Tcheca-95/96	1	1	0,6104	0,3896
Sri Lanka-95/96	1	1	0,7856	0,2144
Suécia-91/92	1	1	0,9998	0,0002
Tailândia-95/96	2	2	0,1009	0,8991
Turquia-95/96	1	1	0,9988	0,0012
Venezuela-95/96	1	1	1,0000	0,0000

5.4 Análise do Grupo 1

Os países que pertencem ao Grupo 1 estão susceptíveis às crises cambiais com base na função de perda de Barro-Gordon, seja por problemas nos fundamentos macroeconômicos (elevadas taxas de inflação), seja pela adoção de políticas macroeconômicas não críveis (baixas taxas inflacionárias às custas de elevadas taxas de desemprego ou baixo crescimento real do produto) por parte dos formuladores de políticas. O problema agora é separar os países do grupo 1 em dois subgrupos: um subgrupo de economias mais susceptível a problemas nos fundamentos macroeconômicos e outro mais susceptível a problemas de políticas macroeconômicas não críveis.

Nesse contexto pode-se obter novos escores onde os pesos dos desvios da inflação e do produto são positivos, conforme equação 5.2 apresentada a seguir. Note que a função de perda à Barro-Gordon apresentada em (5.1) apresenta sinal positivo para os desvios da inflação e sinal negativo para os desvios do produto. Nesse contexto os países que apresentam menores escores estão minimizando suas perdas com menores desvios da inflação e

maiores desvios do produto (*proxy* para maiores desvios do nível de emprego ou menores desvios para o desemprego).

Maiores escores resultante da equação 5.2 são decorrentes de maiores desvios da inflação e maiores desvios do produto (menores desvios de desemprego). Tais escores indicam economias com problemas nos fundamentos. Por outro lado, menores escores são resultantes de menores desvios da inflação e menores desvios dos produtos (maiores desvios do desemprego). Tais escores indicam problemas de políticas macroeconômicas não críveis. Dessa forma, pode-se separar os 20 países do grupo 1 em dois subgrupos por meio da ordenação dos escores, calculados conforme a seguir:

Escore

$$(I) = 0,11 * (\Pi_t)^2 + 0,45 * (\Pi_{t-1})^2 + 0,25 * (y_t)^2 + 0,18 * (y_{t-1})^2 \quad (5.2)$$

Os valores padronizados das variáveis $(\Pi_t)^2$, $(\Pi_{t-1})^2$, $(y_t)^2$ e $(y_{t-1})^2$ estão relacionados na Tabela 5 e os escores estão relacionados na Tabela 6, conforme a segue.

Tabela 5: Valores padronizados das variáveis do Grupo 1

Países e biênio Pré-crise	$(\Pi_{t-1})^2$	$(\Pi_t)^2$	$(y_{t-1})^2$	$(y_t)^2$
Argentina-95/96	-0,37	-0,66	-1,49	1,27
Bélgica-91/92	-0,36	-0,58	-0,12	-0,38
Brasil-95/96	1,70	-0,14	-0,39	0,21
Brasil-97/98	-0,24	-0,56	0,33	-0,93
Colômbia -95/96	0,21	0,00	0,96	-0,17
Dinamarca-91/92	-0,39	-0,59	-0,26	-0,55
Espanha-91/92	-0,27	-0,47	-0,07	1,73
França-91/92	-0,37	-0,58	-0,49	-0,55
Hong Kong-95/96	-0,18	-0,45	0,39	0,84
Itália-91/92	-0,27	-0,50	-0,35	0,84
Jordânia-95/96	-0,18	-0,45	0,99	-0,72
México-93/94	-0,15	-0,44	-0,15	0,59
México-95/96	0,67	0,47	-2,46	1,14
Peru-95/96	-0,10	-0,28	1,39	0,00
R.Unido-91/92	-0,28	-0,54	-1,12	-1,01
R.Tcheca-95/96	-0,18	-0,37	1,13	0,59
R.Tcheca-95/96	-0,18	-0,37	1,13	0,59

(Continuação...)

Países e biênio Pré-crise	$(\Pi_{t-1})^2$	$(\Pi_t)^2$	$(y_{t-1})^2$	$(y_t)^2$
Sri Lanka-95/96	-0,22	-0,14	0,88	0,55
Suécia-91/92	-0,19	-0,59	-1,15	-1,69
Turquia-95/96	2,41	1,97	1,36	1,90
Venezuela-95/96	1,50	2,62	0,42	-1,14

Substituindo-se os valores padronizados da Tabela 5 na equação 5.2, obtêm-se os escores para cada país conforme apresentado a seguir.

Tabela 6: Escores estimados: função perda de Barro-Gordon (Grupo 1)

Suécia-91/92	Bélgica-91/92	Hong Kong-95/96	R.Tcheca-95/96
-0,78011	-0,34425	0,15219	0,23140
R.Unido-91/92	Brasil-97/98	Peru-95/96	Espanha-91/92
-0,63913	-0,34362	0,17211	0,24552
França-91/92	Argentina-95/96	Sri Lanka-95/96	Venezuela-95/96
-0,45466	-0,19089	0,17961	0,75132
Itália-91/92	Jordânia-95/96	México-95/96	Brasil-95/96
-0,44921	-0,12957	0,19596	0,87027
Dinamarca-91/92	México-93/94	Colômbia-95/96	Turquia-95/96
-0,42647	0,00532	0,22734	2,02242

Utilizando os mesmos métodos estatísticos da análise de classificação obtiveram-se dois subgrupos:

Subgrupo 1: Suécia, Reino Unido, França, Itália, Dinamarca, Bélgica, Brasil-97/98 e Argentina;

Subgrupo 2: Jordânia, México-93/94, Hong-Kong, Peru, Sri Lanka, México-95/96, Colômbia, R.Tcheca, Espanha, Brasil-95/96 e Turquia.

Os resultados da análise de classificação demonstram que os países com maiores escores (Subgrupo 2) estavam mais vulneráveis às crises decorrentes de má performance dos fundamentos macroeconômicos, i.e., permuta de baixas taxas de desemprego (elevadas taxas de crescimento econômico) por elevadas taxas de inflação. Por outro lado, os países que apresentam menores escores (Subgrupo 1) mostram-se vulneráveis às crises decorrente de políticas macroeconômicas não críveis.

Pode-se observar ainda que o Brasil no biênio 1995/96 apresenta um elevado escore, que sugere problemas nos fundamentos macroeconômicos (combinação de maiores taxas inflacionárias com menores taxas de desemprego ou maiores taxas de crescimento do produto real). Este resultado indica que o Brasil no início do Plano Real (1995/96) apresentava problemas nos fundamentos, mas, com o decorrer da administração do Plano, a má performance dos fundamentos foi sendo sanada. Com o decorrer dos anos, a taxa de inflação arrefeceu-se, mas às custas de maior desemprego, o que deslocou a economia de uma posição que sugere problemas nos fundamentos em 1995/96 para uma posição que sugere problemas de credibilidade de política econômica em 1997/98.

6 Conclusões

A estimativa da função de perda à Barro-Gordon (1983) para um grupo de 28 países indica que os principais protagonistas da crise asiática (Coréia, Filipinas, Malásia, Indonésia e Tailândia), além da China, Cingapura e Chile no biênio 1995/96, foram classificados como os países menos vulneráveis a crises cambiais. Esses resultados foram assegurados por tais países apresentarem menores escores da função de perda, resultante de menores taxas de inflação e de maiores taxas de crescimento do produto real, uma proxy para menores taxas de desemprego.

O grupo de 20 países que apresentaram maiores escores da função de perda sugere maior possibilidade de ocorrência de crise cambial. Para perdas originadas por elevadas taxas de inflação, atribui-se a provável crise a problemas nos fundamentos macroeconômicos. Para as perdas originadas por elevadas taxas de desemprego (menores taxas de crescimento do produto real), associadas a baixas taxas de inflação, atribui-se a provável crise a falta de credibilidade para a manutenção da política de câmbio fixo ou administrado. Assim, estimaram-se novos escores para determinar quais países estavam mais propensos às crises cambiais explicadas pela má performance dos fundamentos macroeconômicos, e aqueles que estão mais propensos às crises decorrente de políticas não críveis.

Os resultados apresentados corroboram os resultados apontados pela literatura a respeito dos países pertencentes ao Sistema Monetário Europeu, que sofreram crise em 1992 e 1993. Exceto a

Espanha, observa-se que Suécia, Reino Unido, Itália, França, Dinamarca e Bélgica apresentaram os menores escores, decorrentes de menores taxas de inflação às custas de maiores taxas de desemprego (menores taxas de crescimento do produto real), indicando que estavam vulneráveis às crises decorrentes de políticas econômicas não críveis, isto é, políticas em que o custo para manter o câmbio fixo era maior do que os benefícios. Esse resultado vem corroborar a posição da literatura, a exemplo de Krugman (1996), Rose e Svensson (1994), Knot, Sturm e Haan (1998) e Obstfeld e Rogoff (1995). O advento da crise do SME é o exemplo mais citado de crise auto-realizável, que redundou na família dos modelos de segunda geração.

Um outro resultado interessante é que o Brasil no biênio (1997/98), anterior à crise cambial de janeiro de 1999, apresenta um escore próximo aos países do SME. Trata-se de um indicador de que o Brasil neste período estava susceptível às crises auto-realizáveis. A literatura enfatiza que a crise cambial brasileira deve-se a problemas de credibilidade das políticas econômicas adotadas durante o Plano Real. A idéia é que a política não era crível, pois os custos para sua manutenção foram muito elevados, com altas taxas de desemprego e um forte crescimento da dívida pública. Para um melhor entendimento ver Drazen e Masson (1994), Giambiagi e Moreira (1999) e Arbex e Fontes (1999). Na linha dos modelos de primeira geração, Menezes e Moreira (2001) descartam a possibilidade da crise brasileira de 1999 ter sido explicada pelo Modelo de Krugman (1979), em outras palavras, rejeitam a hipótese de crise nos fundamentos como causa do ataque ao Real.

Referências bibliográficas

- ANDRADE, J. P.; FALCÃO, M. L. Divergência e Convergências sobre as Crises Cambiais. Em: *Macroeconomia Moderna – Keynes e a economia contemporânea*. Organizadores: LIMA, G. T.; Sicsú, J. e DE PAULA, L. F. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1999.
- ARBEX, M. A.; FONTES, R. Credibilidade das Políticas Econômicas no Brasil: Uma Análise Empírica do Período 1991-1998. *Economia Aplicada*, v.3, n.1, 1999.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy*. v.91, n.41: 589-609, 1983.
- EICHENGREEN, B. A *Globalização do Capital*. São Paulo: Editora 34. Trad. por Sergio Blum de *Globalizing capital* (New Heaven: Princeton University Press), 2000.

- EVERITT, B.S.; DER, G. *A Handbook of Statistical Analyses Using SAS*. Nova York: Chapman & Hall, 1996.
- EVERITT, B.S.; DUNN, G. *Applied Multivariate Data Analysis*. Londres: 2ª Ed., Arnold, 2001.
- FLOOD, R. P.; GARBER, P.M. Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples. *Journal of International Economics*, v. 17, n.1/2: 1-13, 1984.
- HARMAN, H. H. *Modern Factor Analysis*. Chicago: 3ª Ed., The University Chicago Press, 1976.
- International Monetary Fund. *International Financial Statistics* (fevereiro e anual), 1999.
- KAMINSKY, G.; REINHART, C. M. The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. *The American Economic Review*, v.89, n.3 (junho): 473-500, 1999.
- KNOT, K.; STURM, Jan-E.; HAAN, J. de. The credibility of the European exchange rate mechanism. *Oxford University Press*, v. 50: 186-200, 1998.
- KRUGMAN, P. A model of balance of payments crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 11, (agosto): 311-25, 1979.
- KRUGMAN, P. Are Currency Crises Self-Fulfilling? *NBER Macro Annual Conference*, março, 1996.
- MANLY, B. F.J. *Multivariate Statistical Methods - A Primer*. Londres: 2ª Ed., Chapman & Hall, 1994.
- MENEZES, A. C.; MOREIRA, T. B. S. O Modelo de Krugman Explica a Crise Cambial Brasileira em Janeiro de 1999? *Análise Econômica*, ano 19, n.36, 2001.
- MOREIRA, T. B. S. Fatores Determinantes de Crises Cambiais e Bancárias. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v.33, n.2, abr-jun. 2002.
- MOREIRA, T. B. S. Vulnerability Indicators of The Twin Crises: The East Asian Episode. *Análise Econômica*, Ano 21, Nº 40, Setembro 2003.
- MOREIRA, T. B. S.; PINTO, M. B. de P.; SOUZA, G. da S. Uma metodologia alternativa para mensuração de pressão sobre o mercado de câmbio. *Estudos Econômicos*, Vol.34, n.1, p: 73-100, 2004.
- OBTSELD, M.; ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rates. *Journal of Economic Perspectives*, v.9, n.4, (winter): 73-96, 1995.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. *Foundations of International Macroeconomics*. Londres: 2ª Ed., The MIT Press, 1997.
- ROSE, A. K.; SVENSSON, L. E. O. European exchange rate credibility before the fall. *European Economic Review*, v. 38: 1185-1216, 1994.
- TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S. *Using Multivariate Statistics*. Boston: 4ª Ed. Allyn and Bacon, 2001.
- VELASCO, A. Fixed exchange rates: credibility, flexibility and multiplicity. *European Economic Review*, v. 40: 1023-1035, 1996.
- WICHERN, D. W.; JOHNSON, R. A. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Londres: 3ª Ed, Englewood (N.J.): Prentice-Hall, Inc, 1998.