



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

80

**Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina:
Uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos
de Brasil e Argentina**

Arnildo da Silva Correa
Outubro/2003

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 80	out	2003	P. 1-36
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(E-mail: workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 80.

Autorizado por Afonso Sant'Anna Bevilaqua (Diretor de Política Econômica).

Controle Geral de Assinaturas

Banco Central do Brasil

Demap/Disud/Subip

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º ss

70074-900 Brasília – DF

Telefone: (61) 414-1392

Fax: (61) 414-3165

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço: Secre/Surel/Diate
Edifício-Sede – 2º ss
SBS – Quadra 3 – Zona Central
70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406

DDG: 0800 99 2345

Fax: (61) 321-9453

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

E-mail: cap.secre@bcb.gov.br
dinfo.secre@bcb.gov.br

Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: Uma Análise de *Markov Switching* para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina

Arnildo da Silva Correa*

Resumo

Este trabalho tem por objetivo promover uma análise dos ciclos de negócios de Brasil e Argentina, dando ênfase às diferenças existentes no processo econômico dos dois países. Argumenta-se que a performance diversa de cada economia é resultado das diferenças em seus fundamentos econômicos e suas características estruturais. Para tanto, faz-se uso da metodologia MS-VAR - *Markov switching vector autoregression*, estimando-se modelos univariados para os dados de PIB real no período de 1900 a 2000. O resultados indicam que os ciclos econômicos de Brasil e Argentina são, individualmente, muito diferentes. Em primeiro lugar, a economia brasileira apresentou, em média, elevadas taxas de crescimento nos regimes de expansão, em particular, no regime de crescimento acelerado. Ao contrário disto, as taxas experimentadas pela economia argentina foram reduzidas. Em segundo lugar, os períodos recessivos foram, em média, mais severos na Argentina do que no Brasil. Enquanto a taxa média estimada no regime de recessão foi de -5,8% para a Argentina, para o Brasil esse valor foi zero. Portanto, os resultados mostram que os dois países possuem economias diferentes. Além disso, existe evidência de que apenas dois regimes são insuficientes para captar as diferentes intensidades no crescimento econômico dos países.

Palavras-chave: Ciclos de Negócios, Modelo de Mudança de Regime, Cadeia de Markov, Probabilidades de Transição, Duração de Regime.
Classificação JEL: C22, E32, F29.

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mail: arnildo.correa@bcb.gov.br

1. Introdução

Invariavelmente, quando se observa algum comentário de investidores e/ou analistas internacionais sobre a América Latina, tem-se a impressão de que todos os países latino-americanos têm as mesmas características quanto aos diversos aspectos de suas economias. Não raras são as análises que os tratam igualmente, como se não houvesse peculiaridades no processo de desenvolvimento de cada país – visto como características de longo prazo - nem diferenças nos seus fundamentos macroeconômicos – visão de curto prazo.

De forma objetiva, essa é uma visão simplista dos fatos: cada país possui características estruturais próprias – e são essas diferenças que determinam o comportamento distinto observado no seu desempenho econômico. Uma forma de perceber isso é através da análise dos ciclos de negócios de cada país.

Desde o trabalho pioneiro de Hamilton (1989), que usa um modelo com cadeia de Markov para estudar as flutuações econômicas dos Estados Unidos, tem-se percebido um interesse crescente (tanto teórico quanto prático) pela natureza de mudança de regime das séries macroeconômicas. A literatura recente sobre ciclos de negócios tem apresentado importantes trabalhos usando essa metodologia, embora pouco tenha sido estudado com relação à América Latina. Dentre esses trabalhos podemos citar Lam (1990), Goodwin (1993), Diebold e Rudebusch (1996), Krolzig (1997a), Artis, Krolzig e Toro (1998) e muitos outros.

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo aplicar a metodologia MS–VAR (*Markov switching vector autoregression*) ao estudo dos ciclos de negócios de Brasil e Argentina, promovendo uma análise das características específicas de suas flutuações e enfatizando as diferenças existentes no processo econômico dos dois países.

Além da introdução, este artigo possui três seções. A seção 2 apresenta a metodologia MS–VAR, enfatizando as diversas especificações do modelo e os procedimentos estatísticos de estimação. A seção 3 aplica os modelos aos dados de PIB de Brasil e Argentina. Finalmente, a seção 4 apresenta as conclusões.

2. Metodologia MS–VAR

Esta seção apresenta as questões relativas aos modelos auto-regressivos com mudança markoviana de regime – metodologia MS–VAR, conforme os trabalhos de Hamilton (1989) e Krolzig (1997a, 1997b e 1998).

Os modelos de auto-regressão vetorial com mudança markoviana de regime podem ser considerados uma generalização de um modelo básico VAR(p). Eles são, na verdade, uma combinação da metodologia VAR(p), popularizada na pesquisa macroeconômica prática a partir do trabalho de Sims (1980), com a natureza de mudança de regime baseada nas cadeias de Markov. Considere, por exemplo, o modelo auto-regressivo *gaussiano* de ordem p para o vetor de séries de tempo de dimensão K, $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt})$, com $t=1, 2, \dots, T$, reparametrizado para um formato ajustado à média:

$$\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu} = \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j (\mathbf{y}_{t-j} - \boldsymbol{\mu}) + \mathbf{u}_t, \quad (1)$$

onde $\mathbf{u}_t \sim \text{IID}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$, \mathbf{A}_j são os parâmetros do componente auto-regressivo e

$\boldsymbol{\mu} = (\mathbf{I}_K - \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j)^{-1} \mathbf{v}$ é um vetor de dimensão $(K \times 1)$ que contém as médias de \mathbf{y}_t .

No entanto, se as séries de tempo forem sujeitas a mudanças de regime, o modelo VAR(p) estável, como definido na equação (1) não deve ser apropriado, já que possui parâmetros invariantes no tempo. Neste caso, um modelo com mudança de regime deve ser uma melhor representação. A idéia básica por trás dessa classe de modelos é que os parâmetros (a média e possivelmente outros parâmetros) do processo gerador dos dados do vetor de séries de tempo observado \mathbf{y}_t dependem de uma variável regime s_t , não observável, que representa a probabilidade dos diferentes estados do mundo. Observe que as mudanças da variável s_t são desconhecidas e determinadas endogenamente.

Portanto, quando o sistema é sujeito à mudança de regime, os parâmetros $\boldsymbol{\theta}$ do processo VAR tornam-se variantes no tempo¹, mas invariantes no tempo condicionado à variável não observada s_t , que indica o regime prevalecente em t. Assim, supondo-se

¹ $\boldsymbol{\theta}$ é um vetor com todos os parâmetros do modelo VAR.

que o número de regimes possíveis seja N , tal que $s_t \in \{1, 2, \dots, N\}$, a densidade de probabilidade condicionada do vetor de séries de tempo observado \mathbf{y}_t é dada por:

$$p(\mathbf{y}_t / \boldsymbol{\Psi}_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(\mathbf{y}_t / \boldsymbol{\Psi}_{t-1}, \boldsymbol{\theta}_1) & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots \\ f(\mathbf{y}_t / \boldsymbol{\Psi}_{t-1}, \boldsymbol{\theta}_N) & \text{se } s_t = N \end{cases} \quad (2)$$

onde $\boldsymbol{\theta}_n$ é o vetor de parâmetros do VAR no regime $n=1, 2, \dots, N$ e $\boldsymbol{\Psi}_{t-1}$ são as observações das séries de tempo $\{\mathbf{y}_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$.

Neste caso, o modelo da equação (1) pode ser escrito na forma MS-VAR ajustada à média como²:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}(s_t) + \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j(s_t) [\mathbf{y}_{t-j} - \boldsymbol{\mu}(s_{t-j})] + \mathbf{u}_t, \quad (3)$$

onde $\mathbf{u}_t \sim \text{IND}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}(s_t))$ e o vetor com médias é agora $\boldsymbol{\mu}(s_t) = (\mathbf{I}_k - \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j(s_t))^{-1} \mathbf{v}(s_t)$.

Esta é uma especificação geral do modelo, pois note que aqui $\boldsymbol{\mu}(s_t)$, $\mathbf{A}_j(s_t)$ e $\boldsymbol{\Sigma}(s_t)$ são parâmetros condicionados ao regime não observado s_t . Por exemplo,

$$\boldsymbol{\mu}(s_t) = \begin{cases} \boldsymbol{\mu}_1 & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\mu}_N & \text{se } s_t = N \end{cases}. \quad (4)$$

Como se pode notar, o modelo MS-VAR permite uma grande variedade de especificações. Em princípio seria possível (i) fazer todos os parâmetros dependentes do regime e (ii) introduzir regimes diferentes para cada parâmetro. No entanto, devido a dificuldades práticas³, em pesquisas empíricas é preferível fazer apenas uma parte dos parâmetros dependente do regime e adotar formulações em que todos os parâmetros tenham o mesmo ponto de inflexão (*turning points*).

² Observe que esta é uma especificação multivariada. Modelos univariados são apenas simplificações da equação (3).

³ As dificuldades surgem pelo fato de que o número de parâmetros da cadeia de Markov cresce de forma quadrática com relação ao número de regimes e, ao mesmo tempo, reduz-se o número de observações que podem ser usadas para a estimação dos parâmetros que dependem do regime.

Mas o processo gerador ainda não está completo. Desde que os parâmetros da equação (3) dependem do regime, que é assumido ser estocástico e não observado, para que seja possível derivar a densidade marginal de y_t , e, conseqüentemente, a função log-verossimilhança para a estimação dos parâmetros, alguma hipótese deve ser feita sobre o comportamento estocástico de s_t . Nos modelos MS-VAR é assumido que a variável estado não observável $s_t \in \{1, 2, \dots, N\}$ segue uma cadeia de *Markov* ergódica irreduzível a tempo e espaços discretos, cujas probabilidades de transição são dadas por:

$$\Pr \{s_t = j/s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = \Pr \{s_t = j/s_{t-1} = i\} = p_{ij}. \quad (5)$$

A probabilidade p_{ij} representa a probabilidade de que no instante $t+1$ a cadeia mude para o estado j , dado que ela encontra-se no estado i no tempo t . Observe ainda que:

$$\sum_{j=1}^N p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, N\}. \quad (6)$$

É conveniente coletar as probabilidades de transição da cadeia em uma matriz \mathbf{P} de dimensão $(N \times N)$ conhecida como matriz de transição:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix}. \quad (7)$$

O elemento da j -ésima linha e i -ésima coluna da matriz \mathbf{P} é a probabilidade de transição p_{ij} . Neste caso a matriz de transição é dita ser coluna-estocástica; a soma dos elementos de cada coluna é igual a um.

Como dito antes, a equação (3) é uma formulação bastante geral do modelo. É possível formular casos específicos com diversas combinações de parâmetros que dependam da mudança de regime. Assim, pode-se ter um modelo no qual apenas a média seja dependente do regime, ou com um termo de intercepto (que é diferente da média) – conhecido como MSI - e todas as combinações possíveis com os termos auto-regressivos e variância dependentes ou não do regime, conforme colocados no quadro abaixo.

Quadro 1: Especificações especiais do modelo MS–VAR

		MSM		Especificações MSI	
		μ variante	μ invariante	v variante	v invariante
A_j invariante	Σ invariante	MSM-VAR	Linear MVAR	MSI-VAR	Linear VAR
	Σ variante	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_j variante	Σ invariante	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ variante	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

- M Mudança markoviana na média
A Mudança markoviana nos parâmetros auto-regressivos
I Mudança markoviana no termo de intercepto
H Mudança markoviana para a heteroscedasticidade

2.1. Procedimentos estatísticos de estimação

Seja ξ_t um determinado regime e as variáveis endógenas $\Psi_{t-1} = (\mathbf{y}'_{t-1}, \mathbf{y}'_{t-2}, \dots, \mathbf{y}'_0, \dots, \mathbf{y}'_{1-p})'$ utilizadas na análise, ou seja, uma matriz com as séries de tempo. Considerando-se que o termo de erro \mathbf{u}_t do modelo possui distribuição normal e o processo esteja no regime $s_t=j$ na data t , então a densidade condicional de \mathbf{y}_t é dada por:

$$f(\mathbf{y}_t / \xi_t = \iota_j, \Psi_{t-1}; \lambda) = \ln(2\pi)^{-\frac{1}{2}} \ln|\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp\{(\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}}_{jt})' \Sigma_j^{-1} (\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}}_{jt})\}, \quad (8)$$

onde ι_j representa a j -ésima coluna da matriz identidade \mathbf{I}_N , $\bar{\mathbf{y}}_{jt} = E[\mathbf{y}_t / \xi_t, \Psi_{t-1}]$ é a esperança condicionada de \mathbf{y}_t dado o fato de que o processo encontra-se em j e λ é um vetor que contém os parâmetros da população, que incluem os parâmetros da auto-regressão, θ , e as probabilidades de transição que governam a cadeia de Markov dos estados não observados.

Como se pode observar, a informação a respeito da realização dos estados da cadeia de Markov são coletadas no vetor ξ_t , o qual consiste em variáveis binárias definidas a partir de uma função indicadora, que assume valores zero ou um. Assim,

$$\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix}, \quad I(s_t = m) = \begin{cases} 1 & \text{se } s_t = m \\ 0 & \text{em caso contrário} \end{cases} \quad (9)$$

Igualmente, é conveniente coletar as densidades condicionadas, para os N possíveis regimes, em um vetor $\boldsymbol{\eta}_t$, tal como:

$$\boldsymbol{\eta}_t = \begin{bmatrix} f(\mathbf{y}_t / \boldsymbol{\xi}_t = \mathbf{v}_1, \boldsymbol{\Psi}_{t-1}) \\ \vdots \\ f(\mathbf{y}_t / \boldsymbol{\xi}_t = \mathbf{v}_m, \boldsymbol{\Psi}_{t-1}) \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Para derivar a função densidade marginal de \mathbf{y}_t utiliza-se sempre a função densidade conjunta de \mathbf{y}_t e $\boldsymbol{\xi}_t$, integrando-a com relação a todos os regimes. Como demonstração, faremos aqui um paralelo com o caso mais simples, o de uma mistura de distribuições i.i.d.. Neste caso, os seguintes passos devem ser seguidos⁴:

Passo 1: Densidade conjunta de \mathbf{y}_t e s_t :

$$f(\mathbf{y}_t, s_t = j; \boldsymbol{\lambda}) = f(\mathbf{y}_t / s_t = j; \boldsymbol{\lambda}) \cdot \Pr(s_t = j; \boldsymbol{\lambda}) \quad (11)$$

Passo 2: Para obter a densidade marginal de \mathbf{y}_t , integra-se com relação a s_t , somando-se as densidades conjuntas para todos os estados possíveis:

$$f(\mathbf{y}_t; \boldsymbol{\lambda}) = \sum_{j=1}^N f(\mathbf{y}_t, s_t = j; \boldsymbol{\lambda}) = \sum_{j=1}^N f(\mathbf{y}_t / s_t = j; \boldsymbol{\lambda}) \cdot \Pr(s_t = j; \boldsymbol{\lambda}) \quad (12)$$

Para derivar a densidade marginal de \mathbf{y}_t e, conseqüentemente, a função verossimilhança, é necessário calcular os termos de peso $\Pr(s_t = j; \boldsymbol{\lambda})$. Portanto, alguma inferência sobre o regime não observado deve ser feita. Uma vez que se tenha obtido uma estimativa de $\boldsymbol{\lambda}$, é possível fazer uma inferência sobre qual regime mais provavelmente foi o responsável por gerar a observação \mathbf{y}_t . Isso pode ser feito usando-se a definição de probabilidade condicional, tal como:

$$\Pr\{s_t = j / \mathbf{y}_t; \boldsymbol{\lambda}\} = \frac{f(\mathbf{y}_t, s_t = j; \boldsymbol{\lambda})}{f(\mathbf{y}_t; \boldsymbol{\lambda})} = \frac{\Pr(s_t = j; \boldsymbol{\lambda}) f(\mathbf{y}_t / s_t = j; \boldsymbol{\lambda})}{f(\mathbf{y}_t; \boldsymbol{\lambda})}. \quad (13)$$

A equação (13) acima representa a inferência para o caso i.i.d. apenas. Contudo, o mesmo raciocínio pode ser feito para o caso mais geral. Neste caso específico, a

⁴ Observe que para o caso i.i.d. o vetor de parâmetros da população $\boldsymbol{\lambda}$ é diferente do anterior, já que este caso não possui parâmetros auto-regressivos.

inferência sobre o valor de s_t depende somente do valor de y_t . No caso mais geral, a inferência sobre o estado depende de todas as observações disponíveis. Assim, uma generalização da equação (13) é necessária, a qual é feita pelo filtro e suavizador BLHK (*Baum-Lindgren-Hamilton-Kim*), que possibilita fazer inferências sobre os estados do processo através das probabilidades filtradas e suavizadas.

Antes de explicar o processo, porém, deve-se explicitar as seguintes definições:

$$\begin{aligned} \hat{\xi}_{t/\tau}, \quad \tau \leq t & \quad \text{probabilidades do regime preditas (predicted),} \\ \hat{\xi}_{t/\tau}, \quad \tau = t & \quad \text{probabilidades do regime filtradas (filtered),} \\ \hat{\xi}_{t/\tau}, \quad t \leq \tau \leq T & \quad \text{probabilidades do regime suavizadas (smoothed).} \end{aligned}$$

Usando a notação matricial e como uma generalização da equação (13), a inferência ótima e a previsão para cada data t na amostra pode ser encontrada pela iteração do seguinte par de equações:

$$\hat{\xi}_{t/t} = \frac{(\hat{\xi}_{t/t-1} \otimes \boldsymbol{\eta}_t)}{\mathbf{1}'(\hat{\xi}_{t/t-1} \otimes \boldsymbol{\eta}_t)} \quad (14)$$

$$\hat{\xi}_{t+1/t} = \mathbf{P} \cdot \hat{\xi}_{t/t} \quad (15)$$

onde $\boldsymbol{\eta}_t$ representa o vetor com as densidades condicionais como em (10), \mathbf{P} é a matriz de transição dada em (7), $\mathbf{1}$ é um vetor de dimensão $(N \times 1)$ com números uns e o símbolo \otimes denota a multiplicação de elemento por elemento.

As equações (14) e (15) são usadas da seguinte forma para calcular as *probabilidades filtradas*. Dado o valor inicial $\hat{\xi}_{1/0}$ e um valor para o vetor de parâmetros da população $\boldsymbol{\lambda}$, pode-se iterar as equações para $t=1, 2, \dots, T$ e calcular os valores $\hat{\xi}_{t/t}$ e $\hat{\xi}_{t+1/t}$ para cada data t da amostra.

A inferência sobre os regimes também pode ser feita através das *probabilidades suavizadas*. Para ver isso, façamos uma generalização da notação anterior deixando $\hat{\xi}_{t/\tau}$ denotar o vetor de dimensão $(N \times 1)$ cujo j -ésimo elemento é $\Pr\{s_t = j / \boldsymbol{\psi}_\tau; \boldsymbol{\lambda}\}$. Para $t > \tau$,

isso representa a previsão (*probabilidade predita*) a respeito do regime para algum período futuro. No caso em que $t < \tau$, temos então a *inferência suavizada* do regime em que o processo estava no tempo t , baseada nos dados obtidos até alguma data posterior τ . Como vemos, esta inferência pode ser feita usando-se toda a informação da amostra. A previsão ótima m -passos à frente de ξ_{t+m} pode ser calculada de:

$$\hat{\xi}_{t+m/t} = \mathbf{P}^m \hat{\xi}_{t/t} \quad (16)$$

onde $\hat{\xi}_{t/t}$ é calculado de (14).

Para se obter as inferências suavizadas é usado o algoritmo de Kim (que faz parte do filtro e suavizador BLHK). Na forma vetorial, este algoritmo pode ser escrito como:

$$\hat{\xi}_{t/T} = \hat{\xi}_{t/t} \otimes \{\mathbf{P}' \cdot [\hat{\xi}_{t+1/T} (\div) \hat{\xi}_{t+1/t}]\}, \quad (17)$$

onde os símbolos \otimes e (\div) denotam, respectivamente, a multiplicação e a divisão de elemento por elemento. As probabilidades suavizadas $\hat{\xi}_{t/T}$ são encontradas iteragindo (17) para trás, para $t=T-1, T-2, \dots, 1$. Esta iteração é iniciada com $\hat{\xi}_{T/T}$, que é obtida de (14), fazendo-se $t=T$.

Portanto, dado um valor inicial de $\hat{\xi}_{t/t}$ e assumindo-se um valor para o vetor de parâmetros da população λ , é possível fazer inferências do estado da cadeia para cada ponto t da amostra. Com estas informações, a função log-verossimilhança $L(\lambda)$, para os dados observados ψ_T e o valor de λ que foi usado para realizar as iterações, pode ser calculada como:

$$L(\lambda) = \sum_{t=1}^T \log f(\mathbf{y}_t / \psi_{t-1}; \lambda), \quad (18)$$

onde, de acordo com (10) e (12), temos:

$$f(\mathbf{y}_t / \psi_{t-1}; \lambda) = \mathbf{1}'(\hat{\xi}_{t/t} \otimes \boldsymbol{\eta}_t). \quad (19)$$

Na iteração de (14) e (15) o vetor de parâmetros da população λ foi assumido como fixo e conhecido. Uma vez que a inferência dos estados da cadeia tenha sido completa para $t=1,2,\dots, T$ para um dado λ fixo, o valor da log-verossimilhança pode ser calculado de (18). Por causa da não linearidade das derivadas de (18), o valor de $\hat{\lambda}$ que maximiza a log-verossimilhança não pode ser encontrado analiticamente. Isso sugere um apelo a algum algoritmo iterativo para encontrar a estimativa de máxima verossimilhança de λ .

A estimação de máxima verossimilhança do modelo é baseada na implementação do algoritmo de expectativa-maximização (*expectation-maximization – EM algorithm*). Cada iteração do algoritmo EM consiste em dois passos: um passo de *expectativa* e outro de *maximização*. No passo de expectativa os estados não observados s_t são estimados pelas probabilidades suavizadas $\Pr(s_t/\Psi_T;\lambda^{j-1})$, onde todas as probabilidades condicionais $\Pr(S/\Psi;\lambda^{j-1})$ são calculadas com as recursões filtradas e suavizadas usando o vetor de parâmetros λ^{j-1} estimado no último passo de maximização anterior no lugar do verdadeiro vetor de parâmetro λ , que é desconhecido. No passo de maximização, uma estimativa do vetor de parâmetros λ é derivada como uma solução $\hat{\lambda}$ das condições de primeira ordem associadas com a função de verossimilhança, onde as probabilidades condicionais dos regimes desconhecidas $\Pr(S/\Psi;\lambda)$ são substituídas pelas probabilidades suavizadas $\Pr(S/\Psi_T;\lambda^{(j-1)})$ derivadas no último passo de expectativa. Equipado com o novo vetor de parâmetros $\hat{\lambda}$, as *probabilidades filtradas* $\Pr(s_t/\Psi_t;\lambda^{(j)})$ e *probabilidades suavizadas* $\Pr(s_t/\Psi_T;\lambda^{(j)})$ são novamente incorporadas e assim sucessivamente.

Portanto, começando de uma estimativa inicial arbitrária para o valor de λ , denotado por $\lambda^{(0)}$, é calculado o valor de $\Pr\{s_t = j/\mathbf{y}_t;\lambda^{(0)}\}$, usando-se o filtro e suavizador BLHK. Das condições de maximização da função log-verossimilhança, usando $\lambda^{(0)}$ no lugar de $\hat{\lambda}$, uma nova estimativa do vetor de parâmetros $\lambda^{(1)}$ é gerada. Esta estimativa $\lambda^{(1)}$ é usada para reavaliar $\Pr\{s_t = j/\mathbf{y}_t;\lambda^{(1)}\}$ e recalcular um novo vetor de parâmetros $\lambda^{(2)}$. Este processo iterativo é realizado até que a variação entre $\lambda^{(m+1)}$ e $\lambda^{(m)}$ seja menor que algum critério de convergência anteriormente estabelecido. Assim, cada iteração do algoritmo EM envolve uma passagem pela filtragem e suavização,

seguida da resolução das condições de primeira ordem para a estimação do vetor de parâmetros, o que garante um acréscimo no valor da função de verossimilhança.

3. Resultados empíricos sobre os ciclos de Brasil e Argentina

Nesta seção faremos uma análise dos ciclos de Brasil e Argentina através de modelos univariados, semelhantes àqueles empregados por Hamilton (1989) e Krolzig (1997a), ou seja, aqueles pertencentes à classe MS(M)-AR(p) – modelos ajustados à média, usando dados de PIB anual para o período de 1900 a 2000. O pacote utilizado para obter as estimações dos modelos é o Ox versão 3.0, em conjunto com a rotina escrita por Krolzig e Toro (1998b) para esta linguagem, ambos disponíveis gratuitamente na internet⁵.

3.1. Brasil

O primeiro passo foi examinar o problema de estacionariedade da série. Visando verificar a presença de raiz unitária nos dados, um teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) foi implementado para a série em nível (vale ressaltar que estamos usando os dados em logaritmo). Assim, a hipótese nula de que $H_0: \delta = 0$ na regressão⁶

$$\Delta z_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta z_{t-i} + u_t \quad (20)$$

foi testada, fazendo $p=4$, escolhido pelo critério de Akaike (AIC). A estatística de teste estimada de $-1,3549$ mostrou que a hipótese nula não poderia ser rejeitada mesmo em um nível de significância de 10%, cujo valor tabelado é $-3,1539$, indicando que a série é não estacionária no nível. Os valores a 5% e 1%, respectivamente, de $-3,4566$ e $-4,0560$, indicam o mesmo resultado. Para a série diferenciada Δz_t , usando novamente $p=4$, o teste ADF rejeitou a hipótese de raiz unitária com uma estatística de $-3,6436$, para os valores tabelados a 1%, 5% e 10% de significância, os quais são $-3,5000$, $-2,8918$ e $-2,5827$, respectivamente. Assim, a modelagem a seguir é feita com os dados

⁵ Ver endereço <http://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/>.

⁶ Na equação (20) z_t significa o logaritmo do PIB.

em primeira diferença e, portanto, o que teremos é uma série de taxa de crescimento do PIB, já que os valores estão em logaritmo.

Tendo como base os trabalhos de Hamilton (1989) e Krolzig (1997a), é natural considerar inicialmente um modelo com dois regimes, onde $s_t=1$ indica um regime de recessão ou estagnação (crescimento nulo) e $s_t=2$ um regime de expansão econômica.

A escolha da ordem do componente auto-regressivo foi feita com base nos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwartz (SC) e através de testes de razão de verossimilhança (LR). Começando-se com um modelo MS(2)-AR(5) e reduzindo-se um a um o número de defasagens em cada passo, o teste LR foi utilizado para verificar a significância das restrições imposta no modelo. Com base nos critérios de Akaike e de Schwartz, a ordem ótima do componente AR encontrada foi igual a 1, com AIC e SC iguais a 5,6988 e 5,8601, respectivamente. Quanto ao teste LR, em cada passo foi encontrado que as restrições não eram significativas, confirmando o resultado dos critérios de informação em favor do modelo MS(2)-AR(1).

Portanto, o modelo estimado possui a seguinte forma:

$$y_t = \mu(s_t) + a_1[y_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + u_t, \quad u_t \sim IIN(0, \sigma^2), \quad (21)$$

onde y_t é a taxa de crescimento do PIB anual, que foi obtida pela diferenciação para tornar a série estacionária, i. e.,

$$y_t = \left[\log \left(\frac{\text{PIB}_t}{\text{PIB}_{t-1}} \right) \right] \cdot 100. \quad (22)$$

Observe ainda que neste modelo a variância não depende do regime. Antes, porém, a dependência da variância quanto aos estados da cadeia de Markov foi testada através de um teste de razão de verossimilhança (LR), cuja estatística de teste é $LR = 2 [\ln L(\tilde{\lambda}) - \ln L(\tilde{\lambda}_0)]$. O resultado de $LR = 2[-272,89 + 273,50] = 1,21$, comparado ao valor tabelado de 3,84, num nível de significância de 5%, indicou não ser possível rejeitar a hipótese nula de variância independente do regime. Os resultados do modelo (21) estão na tabela 1 abaixo:

Tabela 1: Parâmetros estimados do modelo MS(2)-AR(1) para o PIB do Brasil

Parâmetro	$\hat{\mu}(s_t = 1) = 0,9104$	$\hat{\mu}(s_t = 2) = 7,2947$	$\hat{a}_1 = -0,0476$	$\sigma^2 = 7,6170$
Desvio-padrão	(0,6929)	(0,7111)	(0,0982)	
Estatística t	1,3139	10,2584	-0,4850	

Veja que a taxa média de crescimento no regime de recessão (regime 1) é de 0,91%. Observe, todavia, que o parâmetro não é estatisticamente diferente de zero. Isso pode ser interpretado como uma indicação de que a economia brasileira não possui *em média* períodos fortes de contração (crescimento econômico negativo). Claro que ao longo de sua história o país experimentou diversos momentos de crise, como foi o caso da retração provocada pela crise da dívida externa no início dos anos oitenta, onde houve realmente queda no PIB. Todavia, esses períodos foram curtos e aparentemente não suficientemente significativos para produzir uma taxa média de crescimento negativo no regime de recessão. Então, o valor do parâmetro parece indicar que no Brasil há muito mais períodos de estagnação (crescimento nulo) do que propriamente depressões (crescimento negativo).

O outro parâmetro apresenta uma taxa de 7,29% para o regime de expansão. É um valor relativamente elevado, considerando que representa uma taxa média. O parâmetro pode estar sendo influenciado por períodos de forte crescimento, como aquele alcançado no “milagre econômico” dos anos 70, por exemplo. Este fato pode ser um indicativo de que apenas dois regimes são insuficientes para captar todos os fatos importantes do processo econômico brasileiro. Voltaremos a este ponto mais à frente.

A matriz de probabilidades de transição estimada foi a seguinte:

$$\hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} \hat{p}_{11} & \hat{p}_{12} \\ \hat{p}_{21} & \hat{p}_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,6844 & 0,3156 \\ 0,2084 & 0,7916 \end{bmatrix}.$$

Observe que, dado que a economia esteja num regime de expansão ou num regime de recessão, a probabilidade de que ela permaneça nestes mesmos regimes, respectivamente, é maior do que a probabilidade de que ela mude para outro. Todavia, a probabilidade de permanecer numa fase de expansão é maior, ilustrando bem o comportamento da economia brasileira neste século, cujo desempenho é marcado por fases de grande crescimento, como no final dos anos 50 e nos anos 70.

O mesmo resultado é mostrado pelo quadro abaixo, onde a probabilidade estacionária de a economia estar num período de crescimento é maior que a de estar numa recessão. Além disso, as fases de crescimento foram, em média, mais longas.

Quadro 2: Probabilidades estacionárias e duração dos regimes para o modelo MS(2)-AR(1) para o PIB do Brasil

	Nº de Observações	Probabilidade	Duração
Regime 1 (recessão)	39	0,3977	3,17
Regime 2 (expansão)	60	0,6023	4,80

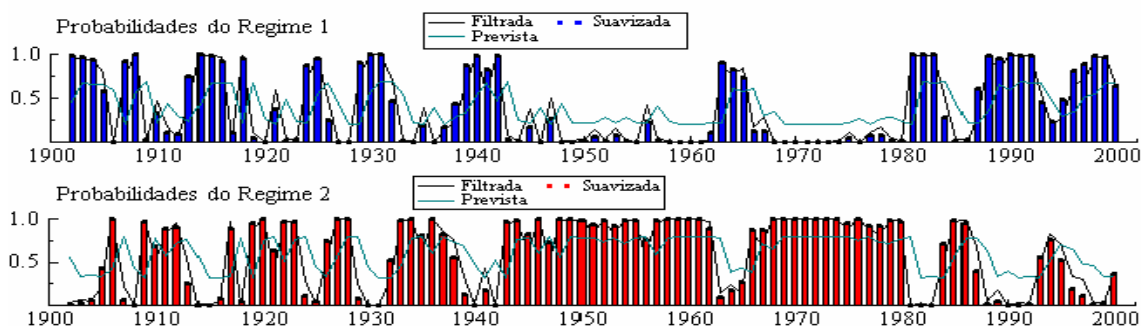
Vejamos as probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para os regimes, estimadas pelo modelo, comparando os resultados aos fatos estilizados e à periodização que comumente se faz sobre a história econômica do Brasil. Aqui devemos voltar à questão colocada anteriormente quanto ao número de regimes necessários para captar todas as características do ciclo da economia brasileira. Os resultados apresentados no gráfico 1 abaixo demonstram que, embora o modelo identifique algumas fases importantes dos ciclos econômicos brasileiros, parece haver alguns fatos não captados com exatidão⁷. Um desses momentos é o período pós-Plano Real, classificado pelo modelo como recessão⁸. Esse é um período no qual a economia certamente não cresceu a taxas elevadas e, em alguns momentos, foi caracterizado pela existência de crises, como foi o caso das Crises Asiática e Russa. No entanto, o período está longe de poder ser encarado efetivamente como um período de recessão. A explicação para esse fato pode vir de um viés causado pela fase de grande crescimento ocorrida nos anos 70, quando o país cresceu, em alguns anos, a taxas superiores a 13%. Assim, o simples fato de o país crescer a taxas mais modestas (e este foi o caso do período pós Plano Real), já é suficiente para o modelo identificá-lo como um período de recessão. Esse fato é um forte indício de que apenas dois regimes são insuficientes para captar o processo

⁷ Estamos usando aqui uma regra de classificação objetiva, onde os períodos de expansão econômica são datados a partir da seguinte regra: $P(s_t = 2 / \psi_T) > 0,50$. O mesmo vale para o regime de recessão, onde $s_t = 1$.

⁸ Recessão aqui vista como taxa de crescimento zero ou muito próxima deste valor.

gerador da série de PIB para o Brasil⁹.

Gráfico 1: Probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para os regimes do modelo MS(2)-AR(1) para o PIB do Brasil



Baseado nestes resultados um modelo de três regimes para o Brasil foi estimado. Sua forma pode ser representada como MSM (3)-AR (1), onde agora $s_t=1$ representa um regime de recessão, $s_t=2$ indica crescimento moderado e $s_t=3$ crescimento acelerado. Os resultados deste modelo podem ser vistos na tabela abaixo.

Tabela 2: Parâmetros estimados do modelo MS(3)-AR(1) para o PIB do Brasil

Parâmetro	$\hat{\mu}(s_t = 1)=0,461$	$\hat{\mu}(s_t = 2)=6,387$	$\hat{\mu}(s_t = 3)=10,081$	$\hat{a}_1=-0,26$	$\sigma^2=5,57$
Desvio-padrão	(0,497)	(0,586)	(1,046)	0,086	
Estatística t	0,927	10,895	9,632	-3,087	

De forma interessante, os resultados não são muito diferentes daqueles encontrados pelo modelo anterior. Novamente o parâmetro para o primeiro regime (de recessão) não é significativo. Isso reforça a indicação de que em média temos no Brasil mais estagnação (crescimento nulo) do que propriamente depressão (taxa de crescimento negativo).

⁹ Na verdade, isso deveria ser testado formalmente. No entanto, para se testar o número de regimes da cadeia de Markov a teoria da distribuição assintótica padrão não pode em geral ser utilizada. Devido a parâmetros não identificados sob a hipótese nula, as condições de regularidade são violadas. Assim, um teste de razão de verossimilhança não pode ser implementado sem problemas. Alguns testes têm sido propostos, mas devido à dificuldade de implementá-los, a literatura prática sobre esses modelos tem utilizado fatos estilizados, na forma como estamos fazendo aqui, para definir o número de regimes. Portanto, estamos utilizando a mesma estratégia adotada na literatura internacional sobre o assunto. Para tanto, ver as referências colocadas na bibliografia utilizada.

Apesar das semelhanças, este modelo com três regimes parece dar conta da realidade brasileira de forma mais apropriada, já que o processo de desenvolvimento do Brasil alterna momentos de crescimento bastante acelerado, como no caso do “milagre econômico” da década de 1970, com períodos de crescimento mais modestos, mas que também não podem ser classificados como recessão. Para o regime 2 (crescimento médio), temos uma taxa de 6,38% - valor próximo àquele estimado inicialmente. Mas no regime 3 (crescimento acelerado), a taxa média é de 10,08%, que é mais representativa do que aconteceu nos anos 70 e no período do governo JK.

A matriz de probabilidades de transição (linha estocástica) e a distribuição estacionária obtidas no modelo de três regimes são as seguintes:

$$\hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} \hat{p}_{11} & \hat{p}_{12} & \hat{p}_{13} \\ \hat{p}_{21} & \hat{p}_{22} & \hat{p}_{23} \\ \hat{p}_{31} & \hat{p}_{32} & \hat{p}_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,6593 & 0,3406 & 0,0001 \\ 0,1778 & 0,7301 & 0,0921 \\ 0,2045 & 0,2048 & 0,5907 \end{bmatrix}$$

$$\text{e } \hat{\mathbf{P}} = [\bar{p}_1 \quad \bar{p}_2 \quad \bar{p}_3] = [0,3490 \quad 0,5314 \quad 0,1196].$$

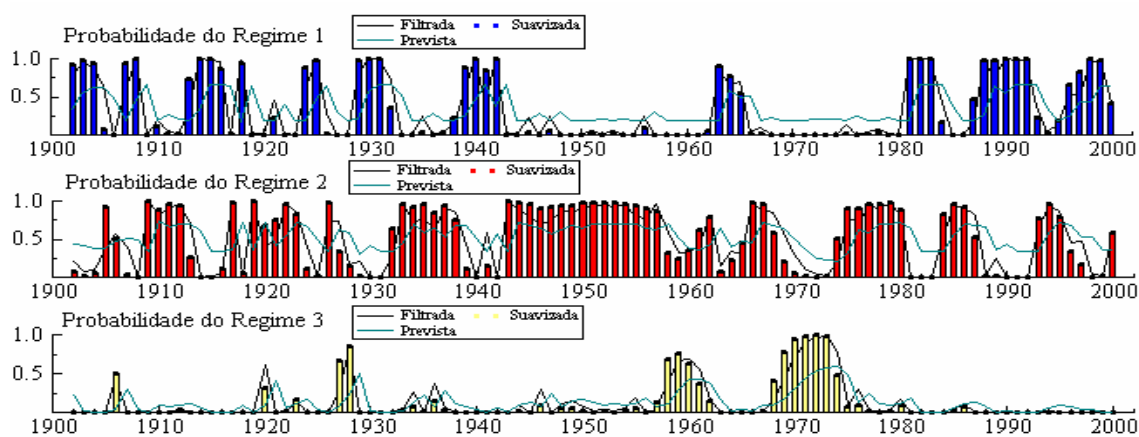
Veja que as probabilidades \hat{p}_{11} , \hat{p}_{12} , \hat{p}_{21} e \hat{p}_{22} deste modelo são muito próximas das estimadas no modelo de dois regimes. Um ponto importante é que a probabilidade de que a economia mude diretamente de um período de recessão para uma fase de crescimento acelerado é muito baixa. O mais provável é que essa transição seja intermediada pelo regime de crescimento moderado. O inverso, todavia, é mais provável. Choques adversos podem ocorrer e a economia pode passar diretamente de uma fase de crescimento para uma recessão.

A diferença maior deste modelo quando comparado ao de dois regimes é quanto à identificação das fases de crescimento e de recessão. Seus resultados se adaptam melhor aos fatos estilizados da economia brasileira e à classificação que normalmente se dá aos seus períodos. Abaixo são apresentadas as probabilidades estimadas.

O gráfico 2 apresenta com clareza a classificação dos regimes. À exceção dos períodos pertencentes às primeiras décadas do século XX, onde existe uma grande flutuação nas probabilidades, as demais fases são claramente identificadas pelo modelo. Essa flutuação inicial advém das próprias características estruturais da economia brasileira do início do século, cujo modelo vigente (modelo agrário-exportador) atrelava

a dinâmica interna da economia às variáveis externas (principalmente a demanda internacional de café), o que tornava a economia altamente dependente do setor exportador e, por isso mesmo, mais sujeita a crises. Por esse motivo temos uma grande flutuação do PIB no período inicial, alternando períodos curtos de grande crescimento, como após a Caixa de Conversão de 1906, o início da década de 1920 e o período imediatamente anterior à crise de 1929 (ambos captados pelo modelo como Regime 3), seguidos de períodos de recessão, invariavelmente causados por crises internacionais, e o conseqüente estrangulamento do balanço de pagamento, como foi o caso do *crash* da Bolsa de Nova Iorque em 1929.

Gráfico 2: Probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para os regimes do modelo MS (3)-AR (1) para o PIB do Brasil



Além disso, o modelo capta com distinção a crise de 1930; o período recessivo imediatamente anterior ao golpe militar de 1964; a crise dos anos oitenta e a desaceleração verificada no governo Collor, no início dos anos 90. Esses períodos são classificados claramente como regime de recessão. Como períodos de crescimento acelerado são identificados apenas os anos imediatamente antes do *crash* de 1929, o Plano de Metas (1956-61) e o milagre econômico dos anos 70.

A partir das probabilidades do gráfico 2, em conjunto com a regra objetiva para a classificação dos regimes¹⁰, o quadro 3 abaixo pode ser obtido. Nele podem ser vistos os pontos críticos dos ciclos econômicos brasileiros identificados pelo modelo. Poderia

¹⁰ Como agora temos três regimes, a regra utilizada aqui é: $m^* = \arg \max_m \Pr(s_t = m / \Psi_T)$.

ser argumentado que esses pontos já são devidamente conhecidos pela história econômica. No entanto, a diferença aqui é que para cada ponto temos uma probabilidade associada.

Observe que os períodos mostrados no quadro realmente coincidem com aquilo que se conhece sobre a história econômica brasileira. Um ponto importante do modelo é a separação entre as fases de crescimento acelerado e as de crescimento moderado. Um exemplo disso é o período mais recente da história do Brasil. Os anos que se seguem ao Plano Real não são mais identificados como anos de crise, mas sim como de crescimento moderado. Além disso, o modelo capta melhor as Crises Russa e Asiática, bem como a grande inquietação do mercado que antecedeu e sucedeu o momento da desvalorização do câmbio, em janeiro de 1999. Após a liberalização do câmbio, e a conseqüente desvalorização ocorrida, seguiu-se um período de aumento das exportações e uma relativa calma, que possibilitou ao modelo identificar o ano do 2000 como um ano de crescimento moderado.

Quadro 3: Classificação dos períodos para os ciclos econômicos no Brasil

Períodos de recessão econômica			
<u>Ajuste Murtinho</u> 1902-1904	<u>I Guerra Mundial</u> 1913-1916	<u>Ciclo econ. cafeeira</u> 1924-1925	<u>Crash Bolsa de N.Y.</u> 1929-1931
<u>II Guerra Mundial</u> 1939-1942	<u>Crise antes do golpe militar</u> 1963-1965	<u>Crise da dívida externa</u> 1981-1983	<u>Governo Collor</u> 1988-1992
<u>Crise Russa, Asiática e desvaloriz.</u> 1996-1999			
Períodos de crescimento acelerado			
<u>Antes da Crise de 1929</u> 1927-1928	<u>Plano de Metas</u> 1958-1960	<u>Milagre econômico</u> 1969-1973	

3.2. Argentina

O processo de modelagem para o caso argentino foi similar àquele usado no caso brasileiro. O primeiro passo foi testar a hipótese de estacionariedade do processo gerador da série. Um teste ADF foi implementado para a série em nível, usando-se um número de defasagens igual a 1 ($p=1$), cuja escolha baseou-se no critério de Akaike. Os

resultados indicaram não ser possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, com uma estatística de teste igual a $-2,7761$, contra os valores tabelados de $-3,4581$ e $-4,0591$, para os níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente. Para a série em primeira diferença, usando-se $p=1$, o teste ADF indicou ser possível rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade em qualquer dos níveis de significância usuais (estatística $\tau = -6,8485$, contra os valores tabelados de $-2,8928$ e $-3,5023$, nos níveis de 5% e 1% de significância, respectivamente). Tendo por base esses resultados, a série modelada é a taxa de crescimento do PIB, que surge do processo de diferenciação.

A idéia de começar com um modelo de dois regimes foi mantida para a Argentina. Como antes, a escolha do componente auto-regressivo foi baseada nos critérios de Akaike (AIC) e de Schwartz (SC) e no teste de razão de verossimilhança (LR). O modelo vencedor possui $p=2$. Antes disso, a possibilidade da dependência da variância com relação aos estados da cadeia de Markov foi testada através de um teste LR. O resultado indicou que não seria possível rejeitar a hipótese nula de independência da variância em qualquer dos níveis de significância usuais, com uma estatística de teste igual a $LR = 2(-294,4591 + 294,5766) = 0,235$. Seguindo essa indicação, um modelo MSM(2)-AR(2) foi estimado e os resultados aparecem na tabela 3 abaixo.

Tabela 3: Parâmetros estimados do modelo MS(2)-AR(2) para o PIB da Argentina

Parâmetro	$\hat{\mu}(s_t = 1) = -5,217$	$\hat{\mu}(s_t = 2) = 2,774$	$\hat{a}_1 = -0,147$	$\hat{a}_2 = -0,172$	$\sigma^2 = 14,98$
Desvio-padrão	(1,662)	(0,648)	(0,103)	0,099	
Estatística t	-3,137	4,280	-1,127	-1,733	

Os resultados são bastante ilustrativos e retratam com clareza as grandes flutuações que foram características da economia argentina ao longo do século XX¹¹. O valor da taxa de crescimento no primeiro regime (regime de recessão) de mais de 5% negativo demonstra que suas crises foram em média de gravidade acentuada. Além disso, diferentemente do caso brasileiro, o parâmetro é estatisticamente significativo, indicando que existem no ciclo argentino efetivamente períodos de forte recessão (e não apenas estagnação econômica, como foi indicado para o Brasil). Este mesmo resultado é

¹¹ Para uma revisão da história econômica argentina neste século ver, por exemplo, Cortés Conde (1997).

evidenciado nas análises de história econômica. É assim que afirma Cortés Conde (1997, p. 9):

“(...) rupturas e a reiterada desaceleração do crescimento são uma das peculiaridades da evolução da economia argentina no século XX. Elas explicam também o seu pobre comportamento na segunda metade (do século)”.

Outro ponto importante é o valor da taxa de crescimento no segundo regime (regime de expansão). O valor de pouco mais de 2,7% nos dá uma pista de por que a Argentina entra no século XX figurando entre as economias com maior renda per capita do mundo e, por isso mesmo, “*com um generalizado convencimento de êxito logrado*”, segundo Cortés Conde (1997, p.15) e termina o século como exemplo, talvez o único conhecido, de país que, após ter tido grande desenvolvimento, conseguiu regredir em relação aos demais países. Na verdade, o crescimento argentino neste século foi pequeno quando comparado a outros países da América Latina, como o Brasil, por exemplo. Ao longo de um século, uma taxa média de crescimento do PIB de 2,7% deve ser baixa para manter a renda per capita em expansão, principalmente se atentarmos para o fato de que, na Argentina, esses períodos de crescimento foram curtos e alternados por crises econômicas severas.

As mesmas conclusões podem ser tiradas através da leitura dos demais resultados. Vejamos a matriz de transição estimada e um quadro com a duração dos regimes e probabilidades estacionárias, colocados abaixo.

$$\hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} \hat{p}_{11} & \hat{p}_{12} \\ \hat{p}_{21} & \hat{p}_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,4871 & 0,5129 \\ 0,1201 & 0,8799 \end{bmatrix}$$

Quadro 4: Probabilidades estacionárias e duração dos regimes para o modelo MS(2)-AR(2) para o PIB da Argentina

	Nº de Observações	Probabilidade	Duração
Regime 1 (recessão)	19	0,1897	1,95
Regime 2 (expansão)	79	0,8103	8,33

A despeito da duração do regime de expansão ser bem mais alta que a do regime de recessão, este crescimento, como já comentado, foi levado a cabo a uma taxa média bastante reduzida. Ademais, chega a ser surpreendente o valor elevado da duração desse regime, já que uma característica importante da economia argentina nesse século foi a grande “volatilidade” no crescimento econômico. Na verdade, as fases de expansão ficariam mais bem descritas, em alguns momentos, se fossem chamadas de “soluções de crescimento” ao invés de ciclos propriamente ditos. É por isso que afirma Cortés Conde (1997, p. 16):

“Não se trata de dizer que a Argentina não tenha passado por períodos de crescimento de variada duração, às vezes fortes e sustentados. O peculiar é sua incapacidade de manter taxas razoáveis durante longos períodos. (...) os episódios de crescimento se interromperam e deram lugar a declínios de duração variáveis mas importantes (e a demora em recuperar níveis anteriores), o que confere uma característica especial ao caso argentino”.

Esse resultado sobre a duração dos regimes pode advir, como no caso brasileiro, de uma dificuldade do modelo em identificar a intensidade do crescimento nas fases de expansão. Assim, tentando desagregar essas fases de expansão em sub-períodos de crescimento acelerado e de crescimento moderado¹², uma especificação com três regimes também foi proposta para a Argentina. Um modelo MSM(3)-AR(2) foi estimado e os resultados encontram-se de forma sucinta na tabela 4 a seguir.

Os valores estimados ratificam as conclusões verificadas no modelo anterior. Em primeiro lugar, novamente a taxa de crescimento no regime de recessão é significativa e fortemente negativa. Um segundo ponto importante é que a taxa de expansão do regime de crescimento moderado é muito próxima da estimada no modelo de dois regimes. Além disso, sua duração, de aproximadamente 6,3 anos, juntamente com o número de observações demonstram que na maior parte do tempo a economia permaneceu nesse regime. Como a taxa é bastante reduzida (2,2%), temos um indicativo da falta de crescimento da economia Argentina. Finalmente, o modelo nos indica que em alguns momentos a economia apresentou um crescimento acelerado e não desprezível em

¹² Vale lembrar que a taxa de 2,7% é um valor médio. Portanto, mesmo no regime de crescimento, em alguns anos a economia cresceu mais e em outros, menos. O que buscamos fazer aqui é essa separação de períodos.

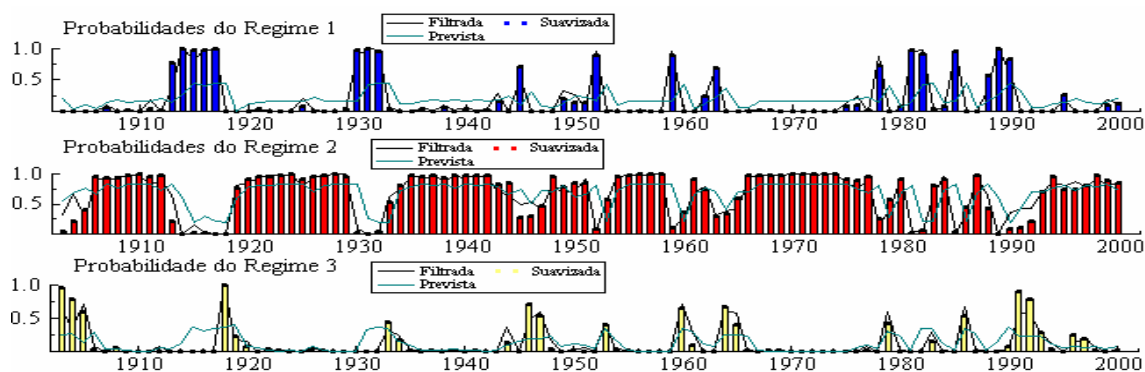
termos percentuais, com uma taxa de 7,2%. Contudo, este crescimento foi esporádico e com uma duração de apenas 1,7 ano, em média.

Tabela 4: Valores estimados para o modelo MS(3)-AR(2) para o PIB da Argentina

Parâmetro	$\hat{\mu}(s_t = 1) = -5,884$	$\hat{\mu}(s_t = 2) = 2,236$	$\hat{\mu}(s_t = 3) = 7,191$	$\hat{a}_1 = -0,189$	$\hat{a}_2 = -0,196$
Desvio-padrão	(0,999)	(0,6131)	(2,094)	(0,126)	(0,110)
Estat. t	-5,887	3,648	3,433	-1,501	-1,777
Probabilidades estacionárias e duração dos regimes					Variância
	No. De Observ.	Probabilidade	Duração	$\sigma^2 = 10,179$	
Regime 1	19	0,1977	1,82		
Regime 2	67	0,6837	6,29		
Regime 3	12	0,1185	1,66		

Vejamos as probabilidades suavizadas, filtradas e previstas estimadas pelo modelo, mostradas no gráfico abaixo. Como pode ser observado, o regime de crescimento moderado foi predominante no período. Durante a maior parte do tempo a economia esteve neste regime, embora, como já comentado, sua taxa de crescimento seja bastante reduzida e, portanto, insuficiente para promover um crescimento expressivo da renda per capita. Por outro lado, as fases de crescimento acelerado foram poucas e de duração reduzida. Destaque-se, todavia, que todas essas fases identificadas pelo modelo coincidem com os fatos estilizados sobre a economia Argentina. Vejamos isso mais de perto, analisando os períodos de expansão.

Gráfico 3: Probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para os regimes do modelo MS(3)-AR(2) para o PIB da Argentina



Nos anos iniciais do século XX a Argentina experimentou uma fase de grande crescimento econômico, numa fase que havia iniciado em 1885 e durou até 1912. Nesses anos o crescimento do PIB foi de 3,9% ao ano, dando ao povo argentino uma grande sensação de prosperidade, apontando para um futuro promissor e uma nação com projeção mundial. Este desempenho teve como causa a exploração dos recursos naturais até então não utilizados e a melhora daqueles já em uso, o que proporcionou um significativo aumento de produtividade (Cortés Conde, 1997, p. 30 e 31). Outro período de crescimento se deu após a Primeira Guerra Mundial, embora a taxas mais modestas que as observadas no período anterior, quando a renda per capita cresceu a uma taxa de 3,4%.

Após a II Guerra Mundial, houve uma sucessão de fases de crescimento, sucedidas por recessões. A partir de 1946, início do governo Perón, houve mudança na política econômica, com o objetivo de tornar a Argentina auto-suficiente, através da continuação e até aprofundamento do processo de substituição de importações. No entanto, a exigência de uma crescente demanda por insumos importados para dar suporte a esse processo de importações, combinada com a incapacidade da indústria interna para substituir a agricultura como fonte de divisas, levou a uma série de crises de balanço de pagamento durante os anos 50 e 60. Esses anos são caracterizados por bruscas crises externas e pelos famosos *stop and go* no processo de crescimento. Por isso, o modelo identifica vários períodos curtos de crescimento acelerado nestes anos.

Por último, vale destacar o começo dos anos 90, quando se inaugura uma nova fase no processo econômico argentino. A política de substituição de importações foi

abandonada e em seu lugar pôs-se em curso um processo de liberalização da economia. Como resposta à hiperinflação e à estagnação econômica, a Argentina estabeleceu em 1991 o chamado Plano de Conversibilidade. O peso argentino foi atrelado ao dólar e a estabilidade adquirida proporcionou um clima de prosperidade, e grandes crescimentos nos anos iniciais do governo, com grande entrada de recursos no país através de um abrangente processo de privatizações. Esse crescimento também pode ser visto pelas probabilidades do regime 3 estimadas pelo modelo, no gráfico 3 acima.

A mesma análise se pode fazer com relação às fases de recessão. Observe que o modelo identifica claramente os anos da Primeira Guerra Mundial, a Crise de 1929, o início dos anos 80 e o período imediatamente anterior ao governo Menem como sendo fases de recessão, algo que está de acordo com o que se conhece sobre a história econômica do país. A diferença aqui, como já comentado, é que para cada ponto dessa classificação existe uma probabilidade associada.

Um resumo dessa classificação é dado pelo quadro 5 abaixo, da mesma forma que feito anteriormente para o Brasil:

Quadro 5: Classificação dos períodos para os ciclos econômicos na Argentina

Períodos de recessão econômica			
<u>I Guerra Mundial</u> 1913-1917	<u>Crash Bolsa de N.Y</u> 1930-1932	<u>Período dos <i>stop and go</i></u> Vários anos entre 1950 e 1963	
		<u>Crise do petróleo e dos anos 80</u> Vários anos entre 1974 e 1990	
Períodos de crescimento acelerado			
<u>Expansão do início do séc. XX</u> 1903-1905	<u>Pós I Guerra Mundial</u> 1918-1919	<u>Pós II Guerra Mundial</u> 1946-1947	<u><i>Stop and go</i> e início do cresc. dos anos 60 e 70</u> Alguns anos entre 1950 e 1964
<u>Início do Gov. Menem</u> 1990-1992			

4. Conclusões

Os resultados encontrados pelos modelos nos fornecem algumas indicações importantes sobre os ciclos econômicos de Brasil e Argentina e mostram significativas diferenças em seus processos de desenvolvimento. Em primeiro lugar, a economia brasileira apresenta taxas de crescimento bastante elevadas nos regimes de expansão,

em especial no regime de crescimento acelerado. Este resultado reflete principalmente o desempenho da economia nos anos 70, quando o país cresceu a taxas superiores a 12%, em alguns anos. Temos, portanto, uma performance distinta da economia Argentina, que embora tenha crescido apresentou taxas mais modestas. Há, além disso, uma indicação de que no Brasil ocorram, em média, mais períodos de estagnação econômica do que propriamente depressões fortes. Isso não significa, no entanto, que em alguns momentos o país não tenha experimentado retração no seu produto; mas apenas que esses foram fenômenos isolados e que não podem ser tomados como uma característica marcante do processo brasileiro.

Contrariamente, as estimações mostram que os períodos recessivos são mais severos na Argentina. A taxa de crescimento estimada para o regime de recessão ficou abaixo de -5%, indicando que as recessões são marcadas por forte contração do produto interno. Ademais, o país parece ter dificuldades de manter períodos sustentados de crescimento econômico. Não obstante, quando há crescimento, as taxas médias alcançadas não podem ser consideradas elevadas. Mesmo no regime de crescimento acelerado os valores são bem inferiores àqueles estimados para o Brasil. Isso explica, em parte, os motivos pelos quais a Argentina entra no século XX como um país importante no contexto mundial, com elevada renda per capita, e termina o século em profunda recessão e com importância internacionalmente menor do que já tivera outrora.

Essas diferenças no comportamento econômico dos dois países demonstram que não se pode encará-los como economias iguais, como às vezes observamos em algumas análises sobre países da América Latina. Cada uma possui características estruturais específicas, que acabam determinando processos de desenvolvimento distintos. Veja, por exemplo, que durante os anos 50 e 70, enquanto o Brasil apresentou forte crescimento, aproveitando-se da grande liquidez internacional, a Argentina teve um desempenho bem mais modesto, alternando momentos de expansão com períodos de desaceleração abrupta – os *stop and go* dos anos 50. Obviamente que a identificação das condições que determinaram esse comportamento requer uma análise mais aprofundada, e foge aos objetivos deste trabalho, mas a sua constatação serve como ilustração das diferenças de comportamento.

Outro ponto interessante que surge dos resultados é que as flutuações não podem ser encaradas como movimentos dicotômicos, com apenas dois extremos – recessão e crescimento. Na realidade existem diferentes intensidades tanto nas recessões como nos períodos de expansão. Os países apresentam períodos de crescimento bastante acelerado em alguns momentos, e em outros, apenas expansão moderada. Por isso mesmo, os resultados demonstraram que o uso de apenas dois regimes é insuficiente para caracterizar de forma adequada o processo econômico dos países. Os modelos com três regimes captam melhor essas diferenças na intensidade do crescimento ao longo do tempo.

5. Referências bibliográficas

- ABREU, M. P. et al. (1990). *A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus.
- ARTIS, M., KROLZIG, H.-M. e TORO, J. (1998). The European business cycle. Centre for Economic Policy Research. *Discussion Paper 2242*.
- CORTÉS CONDE, R. (1997). *La economía argentina en el largo plazo. Ensayos de historia económica de los siglos XIX y XX*. Buenos Aires: Editorial Sudamericana, Universidade de San Andrés.
- DEMPSTER, A. P., LAIRD, N. M., e RUBIN, D. B. (1977). Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society*, 39, series B, 1-38.
- DIEBOLD, F. X. e RUDEBUSCH, G. D. (1996). Measuring business cycles: A modern perspective. *Review of Economic Studies*, 78, 67-77.
- ENDERS, W. (1995). *Applied econometric time series*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. New York: John Wiley and Sons.
- GOODWIN, T. H. (1993). Business cycle analysis with Markov-switching model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 331-339.
- HAMILTON, J. D. (1988). Rational expectations econometric analysis of changes in regime. An investigation of the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 385-423.
- _____ (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.
- _____ (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
- _____ (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- KARLIN, S. e TAYLOR, H. M. (1975). *A first course in stochastic processes*. Academic Press. New York.
- KYDLAND, F. E e ZARAZAGA, C. E. J. (1997). Is the business cycle of Argentina “different”?, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Fourth Quarter, 21-36.
- KROLZIG, H.-M. (1997a). International business cycles: Regime shifts in the stochastic process of economic growth. *Applied Economics Discussion Paper 194*, University of Oxford.
- _____ (1997b). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.

- _____ (1998). Econometric modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MS-VAR for Ox. *Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, University of Oxford*, 1998.
- _____, and SENSIER, M. (1998). A disaggregated markov-switching model of the business cycles in UK manufacturing. *Discussion Paper 9812*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- _____, and Toro, J. (1998b). A new approach to the analysis of shocks and the cycle in a model of output and employment. Mimeo, Department of Economics, European University Institute.
- LAN, P. (1990). The Hamilton model with a general autoregressive component. Estimation and comparison with other models of economic time series. *Journal of Monetary Economics*, 26, 409-432.
- MEJÍA-REYES, P. (1999). Classical business cycles in Latin America: turning points, asymmetries and international synchronisation. *Estudios Económicos*. El Colegio de México, México, 14 (2): 265:297.
- SIMS, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1-48.

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|-----------|---|----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil
<i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position
<i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models
<i>Pedro H. Albuquerque</i> | Jul/2000 |
| 5 | The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study
<i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | Jul/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | Jul/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Sep/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Sep/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity
<i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia
Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998
<i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil
<i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |
| 12 | A Test of Competition in Brazilian Banking
<i>Márcio I. Nakane</i> | Mar/2001 |

- 13 Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil** Mar/2001
Marcio Magalhães Janot
- 14 Evaluating Core Inflation Measures for Brazil** Mar/2001
Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo
- 15 Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?** Mar/2001
Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak
- 16 Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA** Mar/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework** Jul/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- 17 Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção** Abr/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach** Aug/2002
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 18 A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Apr/2001
Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos
- 19 Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model** May/2001
Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo
- 20 Credit Channel without the LM Curve** May/2001
Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane
- 21 Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência** Jun/2001
Pedro H. Albuquerque
- 22 Decentralized Portfolio Management** Jun/2001
Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak
- 23 Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira** Jul/2001
Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane
- 24 Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality** Aug/2001
Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini
- 25 Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Aug/2001
Pedro Fachada
- 26 Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil** Aug/2001
Marcelo Kfoury Muinhos

- 27 **Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais** Set/2001
Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior
- 28 **Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais** Nov/2001
Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito
- 29 **Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil** Nov/2001
Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa
- 30 **Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Nov/2001
Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade
- 31 **Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA** Nov/2001
Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub
- 32 **Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil** Nov/2001
Mauro Costa Miranda
- 33 **Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation** Nov/2001
André Minella
- 34 **Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises** Nov/2001
Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer
- 35 **Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços** Dez/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 36 **Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?** Feb/2002
Barry Eichengreen
- 37 **Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations** Mar/2002
Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein
- 38 **Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro** Mar/2002
Frederico Pechir Gomes
- 39 **Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio** Mar/2002
Paulo Castor de Castro
- 40 **Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas** Apr/2002
Aloísio Araujo and Márcia Leon
- 41 **Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro** Jun/2002
Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho
- 42 **Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio** Jun/2002
Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella

- 43 **The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency** Jun/2002
Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima
- 44 **Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil** Jun/2002
Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén
- 45 **Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence** Aug/2002
André Minella
- 46 **The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil** Aug/2002
Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane
- 47 **Indicadores Derivados de Agregados Monetários** Set/2002
Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior
- 48 **Should Government Smooth Exchange Rate Risk?** Sep/2002
Ilan Goldfajn and Marcos Antonio Silveira
- 49 **Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade** Set/2002
Orlando Carneiro de Matos
- 50 **Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model** Sep/2002
Eui Jung Chang, Marcelo Kfoury Muinhos and Joanílio Rodolpho Teixeira
- 51 **Credit Channel with Sovereign Credit Risk: an Empirical Test** Sep/2002
Victorio Yi Tson Chu
- 52 **Generalized Hyperbolic Distributions and Brazilian Data** Sep/2002
José Fajardo and Aquiles Farias
- 53 **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges** Nov/2002
André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos
- 54 **Stock Returns and Volatility** Nov/2002
Benjamin Miranda Tabak and Solange Maria Guerra
- 55 **Componentes de Curto e Longo Prazo das Taxas de Juros no Brasil** Nov/2002
Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén
- 56 **Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America** Dec/2002
Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima
- 57 **As Leis de Falência: uma Abordagem Econômica** Dez/2002
Aloisio Araujo
- 58 **The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case** Dec/2002
Benjamin Miranda Tabak
- 59 **Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil** Dez/2002
Francisco Marcos R. Figueiredo e Thaís Porto Ferreira

60	Delegated Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	Dec/2002
61	O Uso de Dados de Alta Frequência na Estimação da Volatilidade e do Valor em Risco para o Ibovespa <i>João Maurício de Souza Moreira e Eduardo Facó Lemgruber</i>	Dez/2002
62	Taxa de Juros e Concentração Bancária no Brasil <i>Eduardo Kiyoshi Tonooka e Sérgio Mikio Koyama</i>	Fev/2003
63	Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil <i>Charles Lima de Almeida, Marco Aurélio Peres, Geraldo da Silva e Souza and Benjamin Miranda Tabak</i>	Feb/2003
64	Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy <i>Marcelo Kfoury Muinhos and Sergio Afonso Lago Alves</i>	Feb/2003
65	On the Information Content of Oil Future Prices <i>Benjamin Miranda Tabak</i>	Feb/2003
66	A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla <i>Pedro Calhman de Miranda e Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Fev/2003
67	Avaliação de Métodos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco de Mercado de Carteiras de Ações no Brasil <i>Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente</i>	Fev/2003
68	Real Balances in the Utility Function: Evidence for Brazil <i>Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane</i>	Feb/2003
69	r-filters: a Hodrick-Prescott Filter Generalization <i>Fabio Araújo, Marta Baltar Moreira Areosa and José Alvaro Rodrigues Neto</i>	Feb/2003
70	Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak</i>	Apr/2003
71	On Shadow-Prices of Banks in Real-Time Gross Settlement Systems <i>Rodrigo Penaloza</i>	Apr/2003
72	O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras <i>Ricardo Dias de Oliveira Brito, Angelo J. Mont'Alverne Duarte e Osmani Teixeira de C. Guillen</i>	Mai/2003
73	Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais – Uma Aplicação às Estruturas a Termo de Taxas de Juros <i>Getúlio Borges da Silveira e Octavio Bessada</i>	Mai/2003
74	Aplicação do Modelo de Black, Derman & Toy à Precificação de Opções Sobre Títulos de Renda Fixa <i>Octavio Manuel Bessada Lion, Carlos Alberto Nunes Cosenza e César das Neves</i>	Mai/2003
75	Brazil's Financial System: Resilience to Shocks, no Currency Substitution, but Struggling to Promote Growth <i>Ilan Goldfajn, Katherine Hennings and Helio Mori</i>	Jun/2003

- 76 Inflation Targeting in Emerging Market Economies** Jun/2003
Arminio Fraga, Ilan Goldfajn and André Minella
- 77 Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility** Jul/2003
André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos
- 78 Contornando os Pressupostos de Black & Scholes: Aplicação do Modelo de Precificação de Opções de Duan no Mercado Brasileiro** Out/2003
Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Antonio Carlos Figueiredo, Eduardo Facó Lemgruber
- 79 Inclusão do Decaimento Temporal na Metodologia Delta-Gama para o Cálculo do VaR de Carteiras Compradas em Opções no Brasil** Out/2003
Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo, Eduardo Facó Lemgruber