



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

88

Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos

Arnildo da Silva Correa e Ronald Otto Hillbrecht

Novembro, 2004

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 88	nov	2004	P. 1-39
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

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° 88.

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

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Dimep

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – M1

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414-3710 e 414-3567

Fax: (61) 414-3626

E-mail: editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, 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 necessarily 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 – 2° 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-mails: cap.secre@bcb.gov.br
dinfo.secre@bcb.gov.br

Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos^{*}

Arnildo da Silva Correa^{**}
Ronald Otto Hillbrecht^{***}

Resumo

Este trabalho tem por objetivo promover uma análise dos ciclos econômicos de Brasil, Argentina e Estados Unidos, dando ênfase às mudanças de regimes ocorridas ao longo das flutuações experimentadas por esses países. Estudos recentes sobre ciclos têm argumentado em favor de ciclos internacionais de negócios. Nesse sentido, em especial, o trabalho visa testar a hipótese de um ciclo comum que afetaria ambos os países. A metodologia utilizada é a dos modelos MS-VAR – *Markov switching vector autoregressions*. Especificações univariadas são estimadas para o período de 1900 a 2000 e os resultados comparados aos fatos estilizados de cada país. Posteriormente um modelo multivariado é formulado para abrigar a hipótese de um ciclo conjunto, visto como mudanças comuns no processo estocástico do crescimento desses países. Os resultados sugerem que as evidências em favor desse ciclo comum são pouco robustas. As correlações contemporâneas estimadas apresentam valores bastante modestos. Em particular, existem significativas diferenças nos ciclos de Brasil, Argentina e Estados Unidos, cada um deles com características próprias e comportamentos singulares.

Palavras-chave: Ciclos Internacionais de Negócios; *Markov Switching Vector Autoregressions*, Probabilidades de Transição.
Classificação JEL: C32, E32; F29, F42.

* Os autores agradecem a André Minella, Marcelo Savino Portugal e Roberto Campos pelos comentários. Os erros, porventura remanescentes, são, todavia, de responsabilidade dos autores.

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

*** Departamento de Economia e Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul – Ufrgs. E-mail: ottohill@ufrgs.br.

1. Introdução

Os ciclos econômicos são parte importante da teoria macroeconômica. Seu estudo tem sido o objeto de importantes pesquisas recentes, que geraram uma grande literatura e desenvolveram várias metodologias de análise de ciclos. Os motivos desse interesse provêm do desconforto causado nos agentes por flutuações severas e a sociedade deve preferir uma trajetória de crescimento equilibrado, quando comparada a uma outra que forneça a mesma taxa de crescimento, mas com profundas flutuações no nível de emprego e renda¹. Além disso, entender os ciclos de negócios é o primeiro passo para desenhar políticas apropriadas de estabilização (Lucas, 1977).

Até o final da década de 1960, o *Modelo Keynesiano* fornecia a interpretação dominante sobre ciclos de negócios, indicando que *fatores nominais*, tais como oferta de moeda, taxas de juros e rigidez de preços, desenvolvem um papel importante nas flutuações econômicas. Nesta interpretação, os ciclos de negócios são resultados de choques de demanda agregada. Assim, inflação ocorreria se a demanda agregada fosse estimulada “excessivamente” e desemprego seria o resultado de demanda “insuficiente”. O único problema para os formuladores de política econômica seria conduzir a economia ao ponto desejado sobre a Curva de Phillips.

No entanto, a experiência da década de 1970, que resultou em altas taxas de inflação e elevado desemprego – resultado incompatível com o *trade-off* descrito pela Curva de Phillips – começou a colocar em xeque tal interpretação dos ciclos. Nesse contexto surgiram as expectativas racionais e a pesquisa que formaria a base da corrente conhecida como *Novos Economistas Clássicos*. No entanto, mesmo neste contexto, os desenvolvimentos teóricos importantes ainda mantinham os fatores nominais como elementos significativos na geração dos ciclos de negócios².

Essa interpretação dos ciclos mudou de forma explícita a partir de 1982, quando o trabalho de Kydland e Prescott (1982) demonstrou que alguém poderia explicar pelo menos dois terços das flutuações econômicas dos Estados Unidos com um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico, onde não há nenhuma variável nominal presente, ou seja, um modelo sem moeda. Este foi o passo inicial para o desenvolvimento de uma

¹ Este resultado advém da hipótese de que os agentes econômicos possuem preferências convexas. Ver Kydland e Zarazaga (1997).

² Mesmo no trabalho seminal de Lucas (1972) a oferta de moeda desempenha um papel crucial nos ciclos de negócios.

forma diferente de analisar os ciclos – a conhecida *Teoria dos Ciclos Econômicos Reais*. Essa teoria enfatiza que, na verdade, são os fatores reais – choques de oferta – que determinam as flutuações econômicas de curto prazo.

Desde então, um grande esforço de pesquisa, tanto empírica quanto teórica, tem sido realizado para descartar ou corroborar essa nova teoria dos ciclos. Mas o que a tem tornado atrativa, além dos bons resultados empíricos, pelo menos quanto aos países desenvolvidos, é que esta aponta para a possibilidade de que os mesmos instrumentos analíticos utilizados para analisar o crescimento econômico possam ser usados para entender os ciclos de negócios.

Uma questão importante na pesquisa recente de ciclos de negócios é a presença de elementos comuns no comportamento cíclico dos produtos entre os países, o chamado *ciclo de negócios internacionais*, documentado por vários autores, como Dellas (1986), Gerlach (1988), Baxter e Stockman (1989), Backus, Kehoe e Kydland (1995), Canova e Dellas (1993), Krolzig (1997a), Artis, Krolzig e Toro (1998) etc. Assim, ao invés de flutuações do produto de um país isoladamente, as pesquisas têm detectado, por diferentes métodos, um movimento conjunto dos produtos dos países.

Embora essas conclusões sejam importantes, a maioria dos estudos realizados tem, em boa medida, se restringido aos países desenvolvidos. Pouco tem sido estudado com relação à América Latina, deixando algumas questões importantes a serem analisadas. Por exemplo, como tem sido as regularidades dos ciclos econômicos na América Latina? Como funciona o mecanismo de geração e transmissão de ciclos de negócios entre estes países? Existe, da mesma forma que nos países desenvolvidos, tendências comuns nas fases de recessão e expansão da renda agregada e do nível de emprego? Em particular, existe um *ciclo internacional de negócios* para os países da América Latina? E em que medida os Estados Unidos afetam esse ciclo e como os demais países aproveitam as fases de crescimento geradas por essa tendência comum?

Entender essas questões é o primeiro passo para o desenho de políticas econômicas apropriadas. Especialmente para o Brasil, num momento em que seu principal parceiro do Mercosul – a Argentina – passa por um período recessivo que já se estende desde o final da fase de crescimento ocorrida após a implantação do Plano de Conversibilidade, em 1991. Além disso, após um longo período de crescimento, a principal economia do mundo – os Estados Unidos – parece caminhar para uma fase de desaceleração. Portanto, entender o impacto desses ciclos em cada uma das economias é

algo que deve despertar interesses, tanto teóricos quanto práticos.

Nesse sentido, o presente trabalho se propõe a realizar um estudo sobre ciclos econômicos de Brasil, Argentina e Estados Unidos no período de 1900 a 2000, através dos modelos de *Markov-switching vector autoregressions*. O objetivo é entender as características das flutuações econômicas desses países através da formulação de modelos univariados, cujos resultados são comparados aos fatos estilizados de cada país individualmente e, em seguida, de um modelo conjunto de ciclos que possa explicitar os efeitos de *feed-back* entre eles e abrigar a possibilidade de um ciclo comum, capaz de determinar uma certa sincronia no desempenho econômico de ambos os países.

Este artigo possui 3 seções, além da introdução. Na seção 2 é apresentada a metodologia de modelos de mudança de regime markoviano; na seção 3 apresentam-se os resultados empíricos, primeiros com os modelos individuais e depois com o modelo multivariado. Finalmente, a seção 4 apresenta as conclusões do trabalho.

2. Modelos de Markov-switching

Os modelos de vetores auto-regressivos (VAR) têm se tornado populares desde o trabalho pioneiro de Sims (1980). Além disso, no estudo dos ciclos de negócios tem se percebido um interesse crescente na natureza de mudanças de regime das séries macroeconômicas desde o trabalho de Hamilton (1989) sobre os ciclos de negócios dos Estados Unidos, que usa cadeias de Markov. A junção dessas duas ferramentas forma o modelo MS-VAR (*Markov-switching vector autoregressive model*). Esta metodologia fornece uma forma de estimar um modelo VAR com mudanças de regime.

Se o sistema é sujeito à mudança de regime, os parâmetros do modelo VAR tornam-se variantes no tempo, mas invariantes no tempo condicionado à variável não observada s_t , que indica o regime prevalecente em t . Neste caso, supondo-se 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:

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

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:

$$\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu} = \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j (\mathbf{y}_{t-j} - \boldsymbol{\mu}) + \mathbf{u}_t, \quad (2)$$

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 . Este

modelo pode ser escrito num formato MS-VAR, ou seja, com parâmetros dependentes do regime, como:

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

onde agora $\mathbf{u}_t \sim \text{IND}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}(s_t))$ e o vetor com médias é agora

$$\boldsymbol{\mu}(s_t) = (\mathbf{I}_K - \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j(s_t))^{-1} \mathbf{v}(s_t).$$

Portanto, o MS-VAR pode ser considerado uma generalização do modelo VAR de ordem p . Essa metodologia pertence a uma classe mais geral de modelos que caracterizam um processo de geração de dados não linear, colocando-se a restrição de que o processo deva ser linear em cada regime e onde os regimes são não observados e apenas um número discreto de regimes é factível.

Porém, desde que os parâmetros da equação (3) dependem do regime $s_t \in \{1, 2, \dots, N\}$, assumido ser estocástico e não observado³, um processo gerador dos regimes deve ser formulado para que possamos inferir dos dados a evolução dos mesmos. A característica especial de um modelo markoviano é a hipótese de que os regimes não observados são gerados por uma cadeia de Markov ergódica, irreduzível, com tempo e estados discretos e probabilidades de transição dadas por

$$\Pr\{s_t = j / s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = \Pr\{s_t = j / s_{t-1} = i\} = p_{ij}. \quad (4)$$

³ A diferença entre os modelos markovianos e os modelos com limiar – TAR (*Threshold Autoregressive*), STAR (*Smooth Transition Autoregressive*) e SETAR (*Self-Exciting Threshold Autoregressive*) – é que nestes a variável que determina os regimes é observável.

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:

$$\sum_{j=1}^N p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, N\}. \quad (5)$$

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

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix}. \quad (6)$$

O elemento da j -ésima linha e i -ésima coluna de \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.

Ressalte-se que a especificação (3) é uma formulação bastante geral do modelo. Note que todos os parâmetros $\boldsymbol{\mu}(s_t)$, $\mathbf{A}_j(s_t)$ e $\boldsymbol{\Sigma}(s_t)$ são dependentes do regime. É possível formular casos específicos com diversas combinações de parâmetros condicionados à mudança de regime. Assim, pode-se ter um modelo no qual apenas a média, a variância ou qualquer outro parâmetro seja dependente do regime. Ou ainda, que a média, por exemplo, se aproxime suavemente do seu novo valor, quando há uma mudança de um estado para outro, ao invés de mudar imediatamente.

2.1. Processo estatístico de estimação

Seja ξ_t um determinado regime e $\boldsymbol{\Psi}_{t-1} = (\mathbf{y}'_{t-1}, \mathbf{y}'_{t-2}, \dots, \mathbf{y}'_0, \dots, \mathbf{y}'_{1-p})'$ as variáveis endógenas utilizadas na análise. Considerando que o erro \mathbf{u}_t possui distribuição normal e que o processo esteja no regime $s_t=j$ em t , a densidade condicional de \mathbf{y}_t é dada por:

$$f(\mathbf{y}_t / \xi_t = \iota_j, \boldsymbol{\Psi}_{t-1}; \boldsymbol{\lambda}) = \ln(2\pi)^{-\frac{1}{2}} \ln|\boldsymbol{\Sigma}_j|^{-\frac{1}{2}} \exp\{(\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}}_{jt})' \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} (\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}}_{jt})\}, \quad (7)$$

onde ι_j representa a j -ésima coluna da matriz identidade \mathbf{I}_N , $\bar{\mathbf{y}}_{jt} = E[\mathbf{y}_t / \xi_t, \boldsymbol{\Psi}_{t-1}]$ é a esperança condicionada de \mathbf{y}_t dado que o processo encontra-se em j e $\boldsymbol{\lambda}$ é um vetor que contém os parâmetros da população, incluindo os parâmetros da auto-regressão, $\boldsymbol{\theta}$, e as

probabilidades de transição que governam a cadeia de Markov dos estados não observados.

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

$$\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix}, \quad I(s_t = m) = \begin{cases} 1 & \text{se } s_t = m \\ 0 & \text{em caso contrário} \end{cases}. \quad (8)$$

Igualmente, é conveniente coletar as densidades condicionadas, para os N possíveis regimes, em um vetor η_t , tal como:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(\mathbf{y}_t / \xi_t = 1, \Psi_{t-1}) \\ \vdots \\ f(\mathbf{y}_t / \xi_t = m, \Psi_{t-1}) \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Para se obter a densidade marginal de \mathbf{y}_t segue-se dois passos: No primeiro, a densidade conjunta de \mathbf{y}_t e ξ_t é escrita como produto das densidades marginal e condicional. No segundo, ela é integrada com relação a todos os regimes. O resultado para a densidade marginal de \mathbf{y}_t pode ser interpretado uma média ponderada das densidades condicionais, onde os fatores de peso são as probabilidades dos regimes. Assim, deve-se fazer alguma inferência sobre o regime não observado, 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:

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

A inferência ótima e a previsão para cada data t na amostra pode ser encontrada pela iteração do seguinte par de equações⁴:

$$\hat{\xi}_{t/t} = \frac{\hat{\xi}_{t/t-1} \otimes \eta_t}{\mathbf{1}'(\hat{\xi}_{t/t-1} \otimes \eta_t)} \quad (10)$$

⁴ Para uma derivação detalhada do filtro ver, por exemplo, Hamilton (1994) e Kim e Nelson (2000).

$$\hat{\xi}_{t+1/t} = \mathbf{P} \cdot \hat{\xi}_{t/t} \quad (11)$$

onde $\boldsymbol{\eta}_t$ representa o vetor com as densidades condicionais como em (9), \mathbf{P} é a matriz de transição dada em (6), $\mathbf{1}$ é um vetor de dimensão $(N \times 1)$ com números uns e o símbolo \otimes denota a multiplicação de elemento por elemento. 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 (10) e (11) 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*. Neste caso, usa-se o algoritmo de Kim (que faz parte do filtro e suavizador BLHK). Na forma vetorial, este algoritmo pode ser escrito como:

$$\hat{\xi}_{t/T} = \hat{\xi}_{t/t} \otimes \{\mathbf{P}' \cdot [\hat{\xi}_{t+1/T} (\div) \hat{\xi}_{t+1/t}]\}, \quad (12)$$

onde o símbolo (\div) denota a divisão de elemento por elemento. As probabilidades suavizadas $\hat{\xi}_{t/T}$ são encontradas iteragindo (12) para trás ($t=T-1, T-2, \dots, 1$), iniciando $\hat{\xi}_{T/T}$ (eq. 10), com $t=T$.

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

$$L(\boldsymbol{\lambda}) = \sum_{t=1}^T \log f(\mathbf{y}_t / \boldsymbol{\psi}_{t-1}; \boldsymbol{\lambda}), \quad (13)$$

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

Na iteração de (10) e (11) o vetor de parâmetros $\boldsymbol{\lambda}$ foi assumido como fixo e conhecido. Por causa da não linearidade das derivadas de (13), o valor de $\hat{\boldsymbol{\lambda}}$ que maximiza a log-verossimilhança não pode ser encontrado analiticamente. Por isso, algum algoritmo iterativo deve ser utilizado. Neste caso, a estimação de máxima verossimilhança é baseada no algoritmo de expectativa-maximização (*expectation-maximization – EM algorithm*), desenvolvido por Dempster, Laird e Rubim (1977).

2.2. Seleção do modelo e testes de especificação

A distribuição normal assintótica dos estimadores de máxima verossimilhança dos modelos MS-VAR garante que muitos dos testes e diagnósticos utilizados nos modelos VAR com parâmetros invariantes podem ser usados sem grandes correções para os modelos com mudança de regime.

Uma estratégia útil na formulação do modelo, definindo-se simultaneamente o número de regimes e o *lag* do componente auto-regressivo, é usar uma especificação ARMA como aproximação do modelo markoviano, através de teoremas para a representação VARMA de modelos MS-VAR(p). A outra, que é adotada nesse trabalho, usa a teoria econômica para a definição do modelo. Especialmente por que existe uma dificuldade adicional para implementar testes de escolha do número de regimes. Sob a hipótese nula alguns parâmetros são não identificados e a matriz é singular (a condição de regularidade é violada); conseqüentemente, os testes de razão de verossimilhança (LR) não têm distribuição assintótica padrão e não podem ser adotados. Alguns procedimentos alternativos têm sido propostos⁵, mas a dificuldade prática de implementá-los tem restringido o seu uso.

Na literatura sobre estudos dos ciclos econômicos tem se adotado a estratégia de definir o número de regimes como base na teoria econômica e fatos estilizados sobre o processo de desenvolvimento dos países. Uma vez que o número de regimes tenha sido definido, os testes de especificação padrão são utilizados para testar o ajuste do modelo. Na escolha do número ótimo do componente auto-regressivo, usam-se os Critérios de Akaike, de Schwartz, testes de razão de verossimilhança ou teste de Wald. Para testar a possibilidade de dependência da variância com relação aos regimes da cadeia de Markov, pode-se usar um teste do Multiplicador de Lagrange ou de razão de verossimilhança.

3. Resultados empíricos

Nesta seção faremos uma análise para os ciclos de Brasil, Argentina e Estados Unidos, usando a classe de modelos MS(M)-VAR(p) – modelos ajustados à média, para os dados de PIB real anual no período de 1900 a 2000. Na primeira parte estimam-se modelos para os países individualmente e os resultados são comparados aos seus fatos

⁵ Ver Hansen (1992) e Garcia (1993).

estilizados. Posteriormente, uma análise conjunta é feita através de um modelo multivariado, cujo objetivo é testar a possibilidade de um ciclo comum para esses países, em linha com a abordagem dos *ciclos de negócios internacionais*. O pacote utilizado é o Ox, versão 3.0, juntamente com a rotina escrita por Krolzig e Toro (1998b) para essa linguagem, ambos disponíveis na internet⁶.

3.1. Análise univariada

3.1.1. Brasil

O primeiro passo foi examinar a questão da estacionariedade da série, através de um teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). A hipótese de que $H_0: \delta = 0$ na regressão⁷

$$\Delta z_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta z_{t-i} + u_t \quad (14)$$

foi testada, com $p=4$, escolhido através do Critério de Akaike (AIC). O valor estimado de τ de $-1,355$ mostrou que a hipótese nula não poderia ser rejeitada mesmo em um nível de significância de 10%, cuja estatística tabelada é de $-3,154$. Para a série em primeira diferença, Δz_t , o teste rejeita a hipótese de não estacionariedade inclusive para 1% de significância, com uma estatística de $-3,644$, contra o valor tabelado de $-3,500$. Seguindo os resultados, a modelagem a seguir é feita usando uma série de taxa de crescimento do PIB, resultante da diferenciação.

Baseados em Hamilton (1989) e Krolzig (1997a), começamos com um modelo de 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 ordem do componente auto-regressivo foi escolhida usando os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwartz (SC) e através de testes de razão de verossimilhança (LR), iniciando-se com um modelo MS(2)–AR(5). Ambos os resultados indicaram em favor da especificação MS(2)–AR(1), ou seja,

$$y_t = \mu(s_t) + a_1[y_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + u_t, \quad u_t \sim \text{IIN}(0, \sigma^2), \quad (15)$$

onde y_t é a taxa de crescimento do PIB anual: $y_t = \left[\log \left(\frac{\text{PIB}_t}{\text{PIB}_{t-1}} \right) \right] \cdot 100$.

⁶ Ver endereço <http://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/>.

⁷ z_t significa o logaritmo do PIB.

Veja que neste modelo a variância não depende do regime. Um teste de razão de verossimilhança demonstrou não ser possível rejeitar a hipótese nula de independência da variância com relação aos regimes, com uma estatística de teste de $LR = 2 [\ln L(\tilde{\lambda}) - \ln L(\tilde{\lambda}_0)] = 2[-272,89+273,50] = 1,21$, contra o valor tabelado de 3,84, a 5% de significância. Os resultados do modelo (15), estão na tabela 1 abaixo.

Tabela 1: 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	

A taxa média de crescimento estimada no regime de recessão (regime 1) é de 0,91%. Todavia, o parâmetro não é estatisticamente diferente de zero. Uma interpretação possível deste resultado é que no Brasil não há, em média, períodos fortes de contração (crescimento econômico negativo). A história econômica brasileira demonstra que o país experimentou momentos de grande crise, inclusive com queda do PIB. No entanto, esses períodos foram curtos e aparentemente não suficientemente significativos para produzir uma taxa média de crescimento negativa no regime de recessão. O valor do parâmetro parece indicar, portanto, que no Brasil há muito mais períodos de estagnação (crescimento nulo) do que propriamente depressões (crescimento negativo).

O parâmetro estimado para o regime de expansão é de 7,29%. Este é um valor relativamente alto, se considerarmos o fato de que representa uma *taxa média* de crescimento. A influência do período de crescimento acelerado dos anos 70 pode estar contribuindo para isso, o que pode indicar que apenas dois regimes sejam insuficientes para caracterizar os ciclos da economia brasileira. Voltaremos a este ponto posteriormente.

A matriz de probabilidades de transição estimada é a seguinte:

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

Dado que a economia esteja num regime (seja recessão ou crescimento), a probabilidade de que ela permaneça nesse mesmo regime é maior do que a de haver

uma transição para outro. Mas a probabilidade de permanecer num período de expansão é maior (0,79), o que ilustra bem o desempenho de grande crescimento experimentado pelo Brasil, especialmente nos anos 50 e 70. O mesmo pode ser visto pelas probabilidades estacionárias estimadas e a duração dos regimes.

Quadro 1: Probabilidades estacionárias e duração dos regimes

Modelo MS(2)–AR(1)

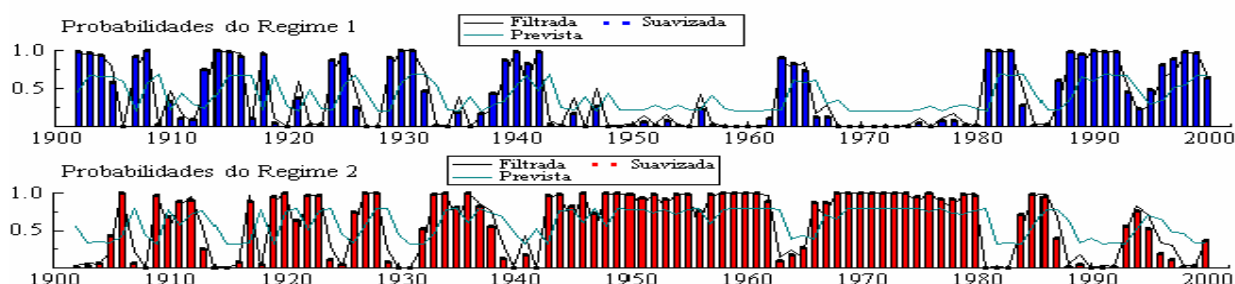
	Nº de Observações	Probabilidade	Duração
Regime 1 (recessão)	39	0,3977	3,17
Regime 2 (expansão)	60	0,6023	4,80

A classificação dos períodos feita pelas probabilidades suavizadas, filtradas e previstas pode ser comparada aos fatos estilizados e à história econômica brasileira. Os resultados aparecem no gráfico 1, abaixo⁸. Neste ponto é necessário voltar à questão colocada sobre o número de regimes. Isso por que, embora o modelo identifique fases importantes sobre os ciclos da economia brasileira, parece haver alguns fatos não captados com exatidão, como, por exemplo, o período pós-Plano Real, classificado como recessão. Neste período o país não apresentou efetivamente taxas de crescimento elevadas e foi afetado por diversos choques, como as Crises Asiática e Russa, todavia, está longe de poder ser encarado como recessão. Esse resultado pode vir de um viés causado pelo grande crescimento dos anos 50 e 70. O simples fato de a economia crescer a taxas mais modestas leva o modelo a classificar o período como recessão. Este é um forte indício de que dois regimes são insuficientes para captar as diferentes intensidades no crescimento econômico⁹.

⁸ Usa-se aqui uma regra de classificação objetiva: expansão econômica quando $P(s_t = 2 / \psi_T) > 0,50$ e recessão quando $P(s_t = 1 / \psi_T) > 0,50$

⁹ Isso na verdade deveria ser testado formalmente. Todavia, devido às dificuldades de se implementar um teste para o número de regimes, apresentadas anteriormente, adota-se aqui a estratégia utilizada na literatura prática sobre esses modelos, que usa fatos estilizados para escolher o número de regimes.

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



Tendo em vista esses resultados, um modelo com três regimes foi estimado. Sua formulação é MS(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 são os seguintes.

Tabela 2: 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	

Observe que os resultados não são muito distintos dos encontrados no modelo anterior. O parâmetro do regime de recessão novamente é não significativo e a taxa de crescimento no regime dois tem valor semelhante ao anterior. No entanto, esse modelo parece representar os ciclos brasileiros mais fielmente, fazendo distinção entre crescimento moderado e acelerado. A taxa do regime três (10,8%) é mais representativa da performance da economia nas décadas de 50 e 70.

A matriz de transição e distribuição estacionária estimadas são:

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

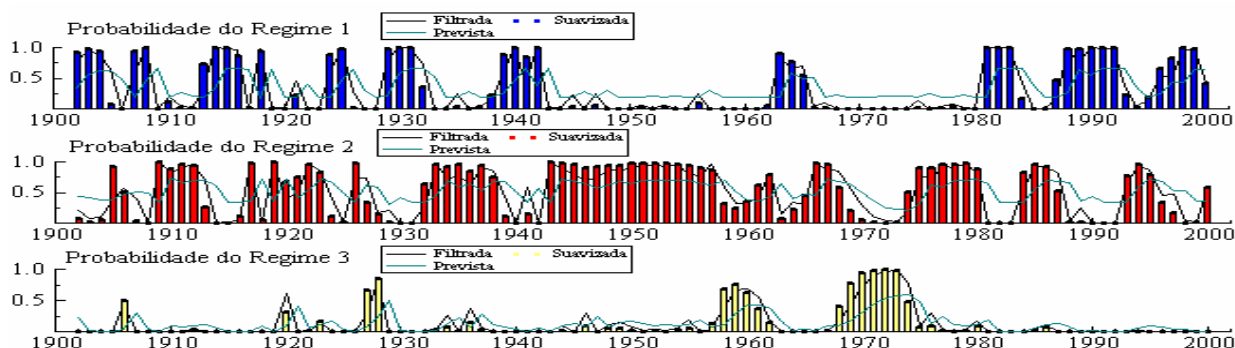
$$\hat{\mathbf{P}} = [\bar{p}_1 \quad \bar{p}_2 \quad \bar{p}_3] = [0,3490 \quad 0,5314 \quad 0,1196].$$

Embora $\hat{p}_{11}, \hat{p}_{12}, \hat{p}_{21}$ e \hat{p}_{22} deste modelo sejam muito próximas das estimadas no modelo de dois regimes, a matriz traz agora uma informação nova. Vemos que, dificilmente a economia migra diretamente de um período de recessão para uma fase de

crescimento acelerado. O mais provável é que essa mudança seja intermediada pelo regime de crescimento moderado. O inverso, no entanto, ocorre com maior probabilidade. Choques adversos podem levar a economia diretamente de uma fase de crescimento acelerado para uma recessão.

A classificação¹⁰ dos regimes é mostrada no gráfico 2. Observe que os períodos coincidem com aquilo que se conhece sobre a história econômica brasileira. Exceto nos anos do início do século, onde há grande flutuação das probabilidades, a classificação é clara. Mas essa alternância inicial é resultante das próprias características estruturais da economia brasileira do início do século, cujo modelo (agrário-exportador) atrelava a dinâmica interna da economia às variáveis externas, o que a deixava mais suscetível a crises. Por isso, há uma alternância de fases curtas de grande crescimento (como após a Caixa de Conversão de 1906, o início dos anos 20, e imediatamente antes da Crise de 30 – identificados como regime 3, pelo modelo), com períodos recessivos, invariavelmente causados por crise no balanço de pagamentos, como durante a Crise de 30.

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



Ainda, o modelo classifica como regime 1 os anos seguintes ao *Crash* de 1929; o período recessivo imediatamente anterior ao golpe militar de 64; a crise da dívida externa nos anos 80 e a desaceleração ocorrida no governo Collor, no início da década de 90. Identificados de forma clara como regime 3 há apenas o período imediatamente anterior à Crise de 1930, o governo Juscelino Kubitschek (Plano de Metas: 1956-61) e o “milagre econômico” dos anos 70.

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

Esses períodos são todos conhecidos pela história econômica. A diferença aqui é que para cada um deles está associada uma probabilidade. Outro ponto importante é a separação entre crescimento moderado e acelerado. Veja que agora os anos que se seguem ao Plano Real são classificados como pertencentes ao regime 2, e não como um período recessivo. O modelo também capta melhor as Crises Asiática e Russa, bem como a inquietação ocorrida no período da desvalorização do Real, no início de 1999. Em seguida a economia retorna a um período de crescimento moderado.

3.1.2. Argentina

De forma análoga, o primeiro passo foi testar estacionariedade. Um teste ADF foi implementado usando $p=1$, escolhido pelo AIC, cujo resultado indicou não ser possível rejeitar a hipótese nula, com uma estatística igual a $-2,78$, contra o valor tabelado de $-3,46$ para 5% de significância. Resultado inverso foi obtido para o teste em primeira diferença, com o valor estimado $\tau = -6,85$, contra $-2,89$ em 5% de significância.

Usando a série diferenciada, um modelo de dois regimes foi estimado. Novamente, a escolha do *lag* foi feita através do AIC, SC e teste LR, resultando em $p=2$. O teste LM (0,235) indicou um modelo com variância independente do regime. Os resultados se encontram na tabela abaixo.

Tabela 3: Modelo MS(2)–AR(2) para o PIB da Argentina

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

Os resultados ilustram bem o desempenho da economia argentina neste século¹¹. Diferentemente do caso brasileiro, a taxa de crescimento de -5% no primeiro regime demonstra que suas crises foram, em média, de gravidade acentuada. Por isso, 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.

¹¹ Ver, por exemplo, Cortés Conde (1997) para uma revisão da histórica econômica da Argentina no século XX.

Por outro lado, o valor de pouco mais de 2,7% no regime de expansão nos dá uma pista de por que a Argentina, que figurou no início do século entre os países de elevada renda *per capita* do mundo, nos dá um exemplo, talvez único, de uma economia que, após ter tido grande desenvolvimento, conseguiu regredir em relação às demais. Uma taxa média de crescimento de 2,7% não deve ser suficiente para promover um crescimento sustentado da renda *per capita*.

A matriz de transição estimada foi a seguinte:

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

As probabilidades de transição de quase 50% indicam uma alternância de regimes maior no caso argentino, fato documentado pela história econômica. Como Cortés Conde (1997, p.16) coloca:

(...) O peculiar (na economia argentina) 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”.

No quadro a seguir temos outras informações.

Quadro 2: Probabilidades estacionárias e duração dos regimes

Modelo MS(2)–AR(2)

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

Veja que a duração dos regimes não é compatível com os fatos estilizados. A duração estimada do regime de expansão (8,3 anos) é bastante elevada. Esse resultado pode advir, como no caso brasileiro, da dificuldade de distinguir entre períodos de crescimento moderado e acelerado. Por isso, um modelo de três regimes foi estimado para a Argentina. Os resultados encontram-se na tabela 4 abaixo.

Os dados ratificam as conclusões anteriores. Primeiro, a taxa do regime 1 é significativa e fortemente negativa. Segundo, o valor para o regime 2 é próximo da taxa do modelo anterior. E, embora sua duração tenha sido elevada, a taxa de apenas 2,2% dá

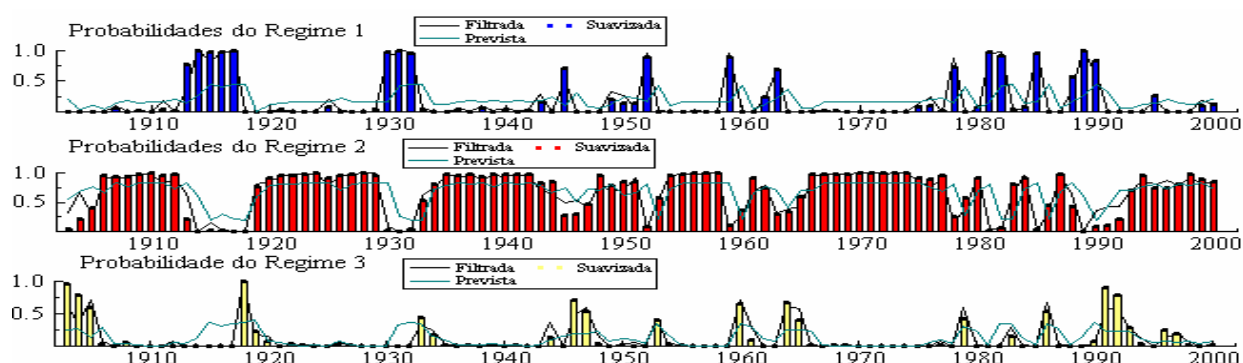
um indicativo da falta de crescimento da economia Argentina. Finalmente, as fases de crescimento acelerado tiveram curta duração, apesar das taxas elevadas.

Tabela 4: Modelo MS(3)–AR(2) para o PIB da Argentina

Parâmetro	$\hat{\mu}(s_t = 1) = -5,884$	$\hat{\mu}(s_t = 2) = 2,236$	$\hat{\mu}(s_t = 3) = 7,191$	$\hat{a}_1 = -0,189$	$\hat{a}_2 = -0,196$
Desv. 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	20	0,1977	1,82		
Regime 2	66	0,6837	6,29		
Regime3	12	0,1185	1,66		

Vejamos a classificação dos regimes, colocadas no gráfico abaixo.

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



Os resultados estão em conformidade com a história econômica do país. O regime de crescimento moderado foi predominante no século, embora, como já comentado, a taxa tenha sido reduzida. Por outro lado, os períodos de crescimento acelerado foram poucos e de curta duração. Nos anos iniciais do século, em especial, houve grande crescimento, numa fase que se iniciou em 1895 e durou até 1912. Outro período foi o dos anos após a I Guerra Mundial. Ambos são classificados pelo modelo como regime 3.

Após a II Guerra Mundial, houve uma sucessão de períodos de crescimento seguidos por recessões, resultantes da política de Juan Carlos Perón, cujo objetivo era tornar a Argentina auto-suficiente através da continuação e aprofundamento do processo

de substituição de importações. Esses anos são caracterizados por crises de balanço de pagamento e freqüentes e bruscas descontinuidades no processo de crescimento – chamados de *stop and go*, por Cortés Conde (1997). Por isso, o modelo identifica alguns curtos períodos de crescimento acelerado nesses anos.

Destaque-se, ainda, o início do governo Menem, no começo dos anos 90. Como resposta à hiperinflação e à estagnação econômica, a Argentina implementou o Plano de Conversibilidade, através do qual atrelou o peso ao dólar e, o clima de prosperidade gerado pela entrada de capitais no país, em especial com largo processo de privatizações, gerou alguns anos de grande crescimento no início do governo. Isso pode ser visto pelas probabilidades estimadas do regime 3.

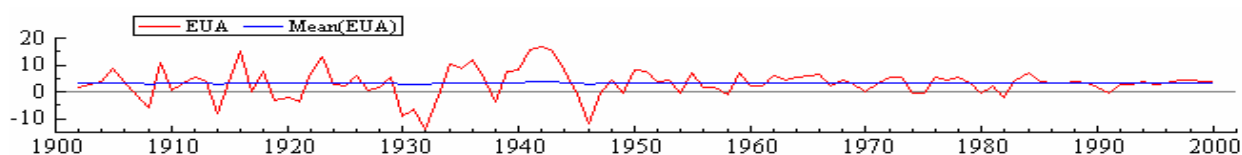
O mesmo pode ser dito quanto às fases recessivas. Observe que o modelo identifica claramente os anos da Primeira Guerra Mundial, a Crise de 1929, o início dos anos 80 e o período imediatamente anterior ao governo Menem como pertencendo ao regime 1, algo que está de acordo com o que se conhece sobre a história econômica da Argentina.

3.1.3. Estados Unidos

O teste de estacionariedade ADF para o PIB norte-americano, com $p=5$ (escolhido pelo AIC), indicou não ser possível rejeitar a hipótese nula em qualquer dos níveis de significância usuais. Para a primeira diferença a hipótese nula foi rejeitada, com uma estatística de $-4,18$, contra $3,50$ em 1% de significância. Portanto, a série modelada é a taxa de crescimento.

Pelos critérios de seleção, a especificação ótima indicada possui um componente auto-regressivo com $p=1$ e pode ser representado como MSM(2)–AR(1) – modelo com dois regimes. O modelo apresentou, contudo, estatísticas de ajuste muito ruins. Seu desempenho pode ser visualizado no gráfico 4, junto com a série original. Observe que o modelo não capta nenhum dos movimentos da série. Uma possibilidade é a existência de “quebras estruturais”. Vale dizer que os dados cobrem um período longo, onde ocorreram grandes mudanças estruturais na economia.

Gráfico 4: Modelo MS(2)–AR(1) para o PIB dos Estados Unidos



Visualmente pode-se perceber uma diminuição das flutuações a partir de meados dos anos 40. Usando o teste de Chow, dividindo-se a amostra em 1945, esta quebra pôde ser comprovada. Os resultados indicaram que há efetivamente uma mudança a partir da II Guerra Mundial. Como existe um viés em favor da hipótese nula no teste ADF na presença de quebra estrutural, refez-se o teste dividindo a série no ponto de quebra. Os resultados, todavia, não foram alterados.

Vale dizer que existe um debate na literatura sobre a questão. Alguns economistas, principalmente de vertente keynesiana, defendem ter havido redução nas flutuações a partir da II Guerra Mundial, especialmente em função da implantação do modelo keynesiano. Christina Romer¹² contra-argumenta, levantando a possibilidade de problema nos dados.

Uma possível solução indicada pela literatura é estimar o modelo fazendo a ordem do componente auto-regressivo igual a zero, de tal forma que o problema da “quebra” não seja “carregado” pelo modelo para os períodos seguintes. Essa especificação foi estimada e os resultados aparecem na tabela abaixo. Alerta-se, porém, que num modelo com apenas a estrutura markoviana, sem componente auto-regressivo, o termo de intercepto não pode ser interpretado como a média do processo. Assim, não podem ser vistos como taxa média de crescimento nos respectivos regimes.

Tabela 5: Modelo MSI(2)–AR(0) para o PIB dos Estados Unidos

Parâmetro	$\hat{c}(s_t = 1) = -8,443$	$\hat{c}(s_t = 2) = 4,080$	Matriz de transição	
Desv. padrão	(2,745)	(0,477)	0,4296	0,5704
Estat. t	-3,075	8,551	0,0305	0,9695
Duração dos regimes				
Regime 1 = 1,75		Regime 2 = 32,76		

¹² Ver os seguintes trabalhos de Christina Romer: Spurious volatility in historical unemployment data. *Journal of Political Economy* 94, 1–37, February 1986; Is the stabilization of the postwar economy a figment of the data? *American Economic Review* 76, 314–334, June 1986; e The prewar business cycle reconsidered: new estimates of Gross National Product, 1986–1908. *Journal of Political Economy* 97, 1–37, February 1989.

O que chama a atenção nos resultados é a duração do regime 2, bastante elevada. Uma possível causa desse valor é a insuficiência de apenas dois regimes para caracterizar o processo econômico americano. Este mesmo fato ocorreu para Brasil e Argentina. Por esse motivo, um modelo com três regimes foi estimado, fazendo o componente AR igual a zero para minimizar o problema da quebra. De forma sucinta, os resultados são os seguintes.

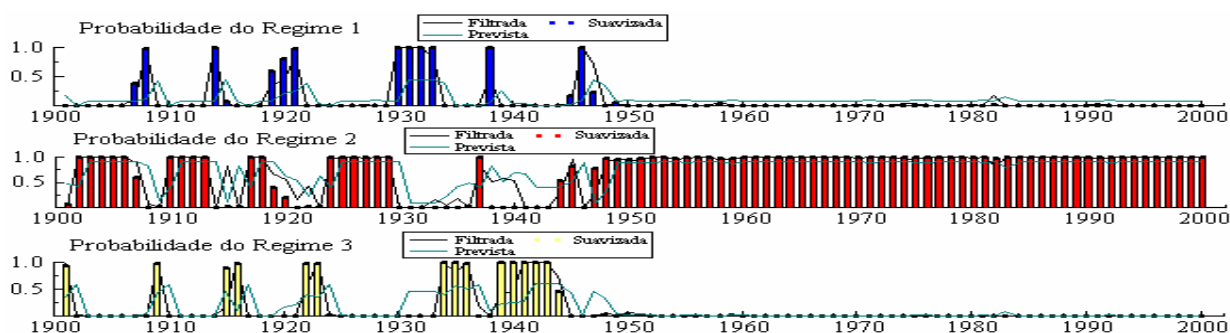
Tabela 6: Modelo MSI(3)–AR(0) para o PIB dos Estados Unidos

Parâmetro	$\hat{c}(s_t = 1) = -5,925$	$\hat{c}(s_t = 2) = 3,344$	$\hat{c}(s_t = 3) = 11,044$	Variância
Desv. padrão	(1,094)	(0,366)	(0,829)	$\sigma^2 = 8,689$
Estat. t	-5,412	9,135	13,320	
Duração dos regimes				
Regime 1 = 1,80		Regime 2 = 11,83		Regime 3 = 2,47

Este modelo consegue separar mais claramente as diferentes intensidades de crescimento. Os valores dos interceptos não são significativamente diferentes dos anteriores, mas agora temos uma separação do crescimento moderado e acelerado (ambos são estatisticamente significativos). A duração dos regimes também está mais compatível com os fatos estilizados.

A classificação dos regimes aparece a seguir.

Gráfico 5: Probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para os regimes do modelo MSI(3)–AR(0) para o PIB dos Estados Unidos



Algumas considerações merecem ser feitas. Primeiro, o modelo consegue captar com certa precisão as fases do período anterior à II Guerra Mundial, onde a periodização é, grosso modo, compatível com os fatos estilizados da economia americana. Segundo, a partir da segunda metade dos anos 40, há distorções na

classificação, quando as probabilidades do segundo regime são sempre muito altas. Esse resultado se deve, provavelmente, à menor volatilidade no ciclo americano no período, como mencionado. O modelo apresenta dificuldade de distinguir os movimentos de flutuação e é levado a identificar todo o período como crescimento moderado.

Como solução, duas alternativas podem ser tentadas. A primeira é efetivamente modelar a mudança na volatilidade, usando, por exemplo, modelos da classe ARCH com mudança de regime. A outra é dividir a série no ponto de mudança e modelar os períodos em separado. Como estamos usando os modelos MS-VAR, preferimos adotar a segunda alternativa, modelando o período posterior à II Guerra Mundial (de 1946 a 2000) separadamente. Os resultados estão na tabela 7.

Como o modelo possui $p=1$, pode-se novamente interpretar $\hat{\mu}(s_t = i)$, para $i=1, 2$ e 3 , como a taxa média de crescimento do PIB. Ressalte-se ainda que uma comparação com os resultados de Hamilton (1989) requer cuidados. O número de regimes é diferente e os dados usados aqui são anuais¹³. A despeito disso, os resultados são bastante compatíveis.

Tabela 7: Modelo MS(3)-AR(1) para o PIB dos Estados Unidos no período 1946-2000

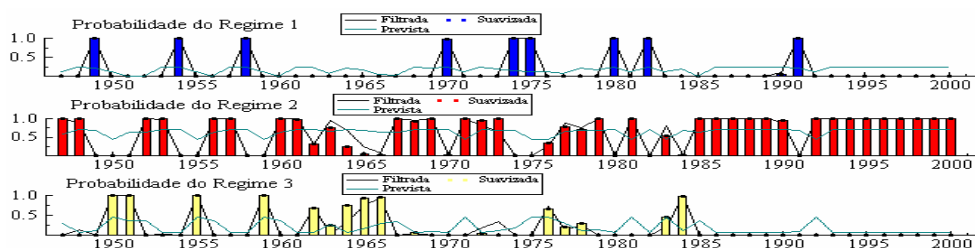
Parâmetro	$\hat{\mu}(s_t = 1) = -0,579$	$\hat{\mu}(s_t = 2) = 3,574$	$\hat{\mu}(s_t = 3) = 6,544$	$\hat{\alpha}_1 = 0,226$	Variância
Estat. t	-1,87	9,70	11,10	4,02	$\sigma^2 = 0,9806$
Probabilidades estacionárias e duração dos regimes					
	Probabilidade	Duração	Matriz de Probabilidade de Transição		
Regime 1	0,1701	1,13	0,1169	0,4309	0,4522
Regime 2	0,6415	3,35	0,2341	0,7015	0,0644
Regime 3	0,1884	1,59	0,0004	0,6276	0,3720

Por último, vejamos as probabilidades dos regimes. Os resultados agora representam melhor aquilo que se conhece sobre os ciclos americanos após a II Guerra Mundial. Na maioria do tempo a economia apresentou taxas de crescimento moderadas. Em alguns anos, principalmente no período de expansão proporcionado pelo acordo de Bretton Woods (que funcionou razoavelmente bem até meados dos anos 70), o país cresceu a taxas elevadas (identificados como regime 3). Destaque-se ainda o longo

¹³ O modelo de Hamilton (1989) possui apenas dois regimes e seus dados estão em base trimestral. Ademais, o período de tempo coberto na análise também é diferente.

período de crescimento da economia americana nos anos 90. Não causa surpresa, portanto, que para este período as probabilidades do regime 2 tenham sido elevadas. As recessões, ao contrário, foram menos prolongadas. O modelo consegue captar alguns anos de recessão nos anos 70, quando houve desajustes na economia dos Estados Unidos provocados em grande medida pela Guerra do Vietnã e pelos choques do petróleo. Capta ainda a crise do início dos anos 80, quando o governo americano aumentou fortemente a taxa de juros para conter o processo inflacionário.

Gráfico 6: Probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para os regimes do modelo MS(3)–AR(1) para o PIB dos Estados Unidos no período de 1946-2000



Ressalte-se que o objetivo principal aqui não é datar os ciclos americanos. Para isso existe uma metodologia desenvolvida pelo NBER que pontua no tempo os picos e os vales dos ciclos da economia americana. E mesmo que fosse, os resultados deveriam ser diferentes. Os dados aqui são anuais e há uma perda de informação sobre os ciclos dentro de um mesmo ano. Flutuações no crescimento em cada trimestre existem e não são captadas pelo nosso trabalho.

3.2. Hipótese de ciclos internacionais de negócios

Nesta seção a análise de ciclos de negócios é estendida para uma generalização dos modelos univariados anteriores, formulando-se um modelo multivariado para estudar a possibilidade e as características de um eventual ciclo internacional de negócios para a América Latina, visto como mudanças comuns no processo estocástico do crescimento econômico dos países e que poderia ser captado através da análise dos ciclos de Brasil, Argentina e Estados Unidos¹⁴.

¹⁴ Uma análise completa de um possível ciclo para a América Latina deveria incluir também outros países, e não apenas Brasil e Argentina. As dificuldades de dados para outros países impõem, todavia,

Visando observar a sincronização no processo econômico desses países, um método não paramétrico é inicialmente empregado. O objetivo é desenvolver uma medida do grau de associação contemporânea entre as diversas fases dos ciclos, ou seja, saber em que medida um período de expansão/recessão em um país está associado a uma fase recessiva/expansiva em outro, e vice versa.

Através dos resultados dos modelos univariados, para cada país gerou-se uma série de tempo com uma variável binária, onde 0 denota anos de expansão e 1 anos de recessão. Mesmo os modelos possuindo três regimes, utilizou-se um processo dicotômico: quando a probabilidade suavizada de recessão estava acima de 0,5, foi atribuído um valor 1, quando abaixo de 50%, o valor foi zero. Assim, o grau de associação para cada par de países pôde ser medido pelo Coeficiente de Contingência de Pearson, definido como:

$$CC = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2 + N}}, \text{ com } \chi^2 = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 \frac{(n_{ij} - \frac{n_{i.} \cdot n_{.j}}{N})^2}{\frac{n_{i.} \cdot n_{.j}}{N}}, \text{ onde } n_{ij}, \text{ para } i,j=\{0,1\},$$

representa o número de períodos nos quais os dois países estão em recessão, expansão, recessão e expansão ou expansão e recessão e N é o número de observações. Para que seu valor esteja no intervalo de 0 a 100 fazemos a transformação:

$$CC^* = \frac{CC}{\sqrt{0,5}} 100. \quad (16)$$

A interpretação é igual a qualquer coeficiente de correlação. No caso de completa independência, $n_{ij} = n_{i.} \cdot n_{.j}$, e seu valor é zero. No caso inverso, de completa dependência, $n_{ij} = n_{i.} = n_{.j}$, e seu valor será 100. Completa dependência indica que em cada período os dois países estão no mesmo regime (expansão ou recessão) e que, portanto, têm ciclos econômicos comuns. Os resultados estão na tabela abaixo.

Tabela 8: Coeficiente de contingência de Pearson para Brasil, Estados Unidos e Argentina

	Brasil	Argentina	Estados Unidos
Brasil	100,0	45,85	22,45
Argentina	45,85	100,0	35,42
Estados Unidos	22,45	35,42	100,0

restrições. Por isso, consideramos aqui uma análise apenas para Brasil e Argentina, incluindo os Estados Unidos, por suas dimensões e influência na região.

Se decidirmos arbitrariamente que acima de 60% o coeficiente representa uma “forte” associação, que entre 40% e 60% temos uma correlação “média” e abaixo de 40% uma correlação “fraca”, teremos um critério objetivo para analisar os resultados. Por esse critério, não existe correlação “forte” para nenhum par de países. O maior grau de correlação estimado foi entre Brasil e Argentina. Na verdade, esta dependência seria intuitivamente esperada, já que existe uma tradicional ligação entre os dois países. Para os demais pares, o grau de associação está abaixo de 40%. Todavia, embora os resultados não induziram fortemente à idéia de ciclos comuns, o fato de haver correlação “média” entre Brasil e Argentina, e mesmo um coeficiente de 35,42 para Argentina e Estados Unidos, que não é um número desprezível, demonstra que a questão requer análises adicionais. Para isso, vejamos um modelo conjunto de ciclos usando a metodologia MS-VAR.

O ponto de partida é um teste de cointegração. Caso haja equilíbrio de longo prazo entre as séries, um modelo de correção de erros com mudança de regime markoviano MSCI(M,r)-VAR(p) deve ser formulado. Caso contrário, o modelo é o MS-VAR anterior, em primeira diferença. No modelo MSCI(M,r)-VAR(p), tanto o termo de *drift* quanto a média de equilíbrio do vetor de cointegração podem mudar com o regime. Este modelo pode ser escrito como:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\pi}_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\pi} \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{v}(s_t) + \mathbf{u}_t \quad (17)$$

onde $\boldsymbol{\pi} = -(\mathbf{I} - \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i)$, $\boldsymbol{\pi}_i = -(\mathbf{I} - \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j)$ e os termos \mathbf{A} são os coeficientes do modelo VAR(p).

O número de vetores de cointegração (*rank* da matriz $\boldsymbol{\pi}$) foi testado pelo teste de Johansen, com lag p=2, escolhido pelo AIC. Os resultados estão na tabela abaixo.

Tabela 9: Teste de cointegração de Johansen

Raiz característica	Rank de $\boldsymbol{\pi}$	Teste do traço		Teste máximo autovalor	
		$\lambda_{traço}(r)$	95%	$\lambda_{\max}(r, r+1)$	95%
$\hat{\lambda}_1=0,1588$	r = 0	29,4713	29,68	15,9099	20,77
$\hat{\lambda}_2=0,1364$	r ≤ 1	13,5614	15,41	13,4958	14,03
$\hat{\lambda}_3=0,0007$	r ≤ 2	0,0656	3,76	0,0656	3,96

Tanto pelo teste do traço como do máximo autovalor, os resultados indicaram que não existe vetor de cointegração para as séries de PIB do Brasil, Estados Unidos e Argentina. Assim, será considerada a especificação MS-VAR para a análise conjunta. Seguindo os resultados anteriores, um modelo com três regimes é formulado. O modelo escolhido pelo AIC pode ser escrito como:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}(s_t) + \mathbf{A}_1[\Delta \mathbf{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu}(s_{t-1})] + \mathbf{u}_t, \quad (18)$$

onde $\Delta \mathbf{y}_t = [\Delta y_t^{BRA} \quad \Delta y_t^{ARG} \quad \Delta y_t^{EUA}]'$ e $\mathbf{u}_t \sim \text{NID}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$. Os resultados estão na tabela 10 abaixo.

Se compararmos as taxas de crescimento no regime de recessão deste modelo conjunto com aquelas dos modelos individuais, veremos que em média as taxas são maiores neste modelo de ciclos comuns. Por exemplo, para a Argentina, neste modelo temos uma taxa de $-4,05\%$, enquanto no modelo individual esse valor era de $-5,88\%$. O mesmo comportamento ocorre para os Estados Unidos. Embora esse fenômeno pareça menos claro para o Brasil, já que novamente o parâmetro não é significativo, uma explicação para essas taxas maiores seria a idéia de que as interligações das economias minimizam as recessões. Quando os fatores internos de um país perdem força, levando-o a uma fase recessiva, pode haver uma compensação através de suas relações com o resto do mundo e, principalmente, com seus parceiros comerciais mais próximos.

Um outro ponto é que, no modelo individual as taxas nos regimes de crescimento moderado e acelerado para Brasil e Estados Unidos são maiores do que nesse modelo conjunto ($6,38\%$ e $10,08\%$, contra $3,39\%$ e $7,30\%$, para o Brasil e $3,57\%$ e $6,54\%$ contra $1,61\%$ e $3,11\%$, para os EUA). Portanto, a contribuição do ciclo comum para o crescimento desses dois países parece ser menos forte do que no caso da Argentina. Essas economias devem possuir fatores dinâmicos internos capazes de “descolar” seu desempenho daquele observado para o ciclo conjunto. Isso obviamente deve ser mais verdadeiro para o caso dos Estados Unidos, já que este país, pela força de sua economia, deve muito mais influenciar o ciclo comum do que ser influenciado por ele. Já para o caso do Brasil, a explicação para este fato pode ser o tamanho de seu mercado interno.

Tabela 10: Coeficientes estimados para o modelo MS(3)–VAR(1) para o PIB do Brasil, Argentina e Estados Unidos no período 1900-2000

	Brasil	Argentina	Estados Unidos
Taxas médias de crescimento para cada um dos regimes			
Regime 1	0,0913	–4,0511	–1,5782
Regime 2	3,3902	1,6175	3,0113
Regime 3	7,3007	3,1160	5,9261
Estatísticas t para as taxas médias de crescimento			
Regime 1	0,081	–3,152	–0,891
Regime 2	4,153	1,490	1,928
Regime 3	8,546	3,136	5,107
Parâmetros auto-regressivos no lag 1			
Brasil	–0.2940	2.7282	0.7887
Argentina	0.5251	–0.8129	–0.5730
Estados Unidos	–0.7208	–1.9990	2.9178

Vejamos outros resultados. A matriz de transição indica que o regime de alto crescimento do ciclo conjunto somente pode ser alcançado através do regime de crescimento moderado, e não diretamente de uma fase de recessão. O inverso, todavia, é mais provável.

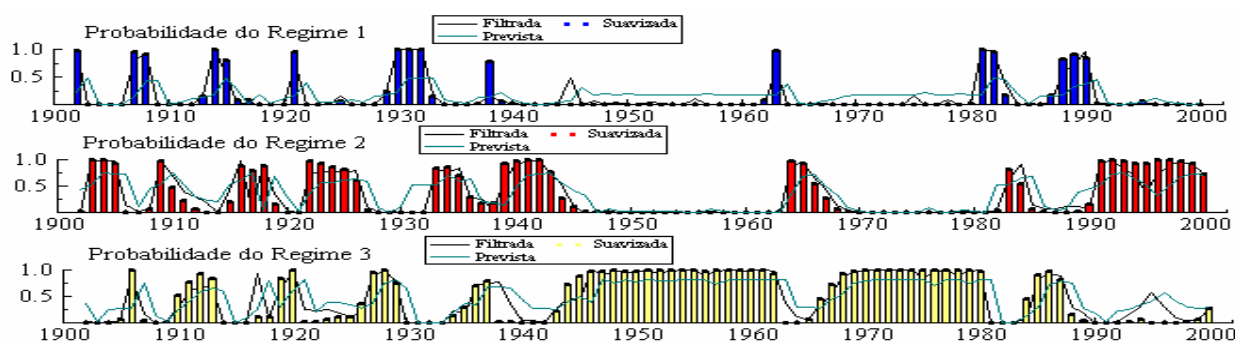
Tabela 11: Duração dos regimes e probabilidades de transição do modelo MS(3)–VAR(1)

	P_{i1}	P_{i2}	P_{i3}	Duração	Prob. Ergódica
Regime 1	0,478	0,522	0,000	1,92	0,163
Regime 2	0,002	0,753	0,245	4,06	0,343
Regime 3	0,170	0,030	0,800	5,86	0,494

Ademais, dado que o ciclo esteja no regime de recessão, a probabilidade maior é que haja uma transição para o regime de crescimento moderado. As probabilidades de permanência nas fases de crescimento moderado ou acelerado são bastante elevadas. O mesmo ocorre com a duração desses regimes, relativamente ao regime de recessão. Esses resultados podem ser interpretados como uma indicação de que o ciclo comum tenha uma influência maior sobre os países nos períodos de expansão do que nas fases recessivas. E isto é um fato que pode ser constatado quando se observa os períodos históricos dos países de forma conjunta. Há uma maior sincronia nas fases de crescimento acelerado do que nas fases de recessão.

No gráfico 7 apresentamos as probabilidades de ocorrência dos regimes para este possível ciclo comum. Ressalte-se que não é atribuído pesos para os países. A análise é independente do fato de que este ou aquele país dirige o ciclo ou tem maior poder de afetá-lo. Observa-se que os anos das décadas iniciais foram de muitas flutuações. Houve grande alternância de regimes nestes anos, principalmente antes dos anos 30. Destaca-se a ocorrência do regime de recessão no período da I Guerra Mundial. Nos anos imediatamente posteriores, há uma passagem para o regime de crescimento moderado e logo depois para um crescimento acelerado, principalmente no período que antecede a Crise de 1929. O modelo também indica (e não poderia ser diferente) recessão no período de 1930. A partir de então, começa uma fase de crescimento (regime 2), que se estende até o final da II Guerra Mundial. A “era de ouro” do capitalismo também é identificada (regime 3). Observe, todavia, que apesar da contribuição do ciclo conjunto, individualmente o comportamento foi distinto. Nesse período a Argentina experimentou grandes flutuações (*stop and*) enquanto o Brasil aproveitou as oportunidades através do Plano de Metas e do “milagre econômico”. Isso demonstra que as políticas econômicas e/ou estratégias internas são fundamentais na determinação da forma como os países respondem aos estímulos externos.

Gráfico 7: Ciclo comum de negócios para Brasil, Argentina e Estados Unidos



Uma mudança ocorre na metade dos anos 60. No Brasil, isso coincide com o fim do Plano de Metas e o golpe de 1964. Um fato que deve determinar esse comportamento do ciclo conjunto é o agravamento da crise do Acordo de Bretton Woods, esquema que havia sustentado a fase ascendente do ciclo após o grande conflito mundial e que começou a ruir neste período.

Surpresa é o modelo não identificar o período dos choques do petróleo dos anos 70 como uma fase recessiva. Uma explicação possível são os diversos caminhos de

política econômica adotados pelos países, que fizeram com que fossem afetados de forma distinta pelos choques. No Brasil, por exemplo, a estratégia do governo Geisel de aprofundar o processo de substituição de importações (através do II PND) minimizou o impacto inicial, que somente pôde ser sentido fortemente quando não mais conseguiu financiar o déficit no balanço de pagamentos, no final dos anos 70.

Destaque-se ainda a crise da dívida externa dos países latino-americanos e o aumento das taxas de juros nos Estados Unidos para conter o processo inflacionário iniciado com os choques do petróleo, no início dos anos 80. Neste período a probabilidade do regime 1 é bastante elevada. O período posterior é identificado pelo modelo como sendo de crescimento moderado. Deve contribuir para isso a longa fase de expansão da economia americana, a prosperidade inicial provocada pelo Plano de Conversibilidade na Argentina e, posteriormente, a estabilização da economia brasileira através do Plano Real.

Embora todas esses resultados encontrados sejam importantes, as indicações em favor de um ciclo comum para esses países são efetivamente pouco robustas. Confirmando os resultados anteriores do coeficiente de contingência de Pearson, a correlação contemporânea estimada pelo modelo conjunto também indica fraca associação entre os regimes dos ciclos econômicos de Brasil, Argentina e Estados Unidos.

Tabela 12: Correlação contemporânea estimada pelo modelo MS(3)–VAR(1)

	Brasil	Argentina	Estados Unidos
Brasil	1,000	0,013	0,017
Argentina	0,013	1,000	0,023
Estados Unidos	0,017	0,023	1,000

4. Conclusões

Os resultados obtidos pelas estimações forneceram algumas indicações importantes sobre os ciclos de Brasil, Argentina e Estados Unidos. Primeiro, o processo econômico brasileiro parece singular, apresentando taxas de crescimento bastante elevadas nos regimes de expansão, em especial no regime de crescimento acelerado. Este resultado reflete o desempenho da economia brasileira principalmente nos anos 70.

Há, além disso, uma indicação de que no Brasil ocorram, em média, mais períodos de estagnação econômica do que propriamente depressões fortes.

Contrariamente, os resultados mostraram que os períodos recessivos são mais severos na Argentina. Ademais, o país parece ter dificuldades de manter períodos sustentados de crescimento econômico. Não obstante, quando há crescimento, as taxas médias alcançadas são bastante modestas. Mesmo no regime de crescimento acelerado os valores são bem inferiores àqueles estimados para o Brasil.

Quanto aos Estados Unidos os resultados mostraram uma mudança nas características das flutuações a partir da II Guerra Mundial, com uma redução da volatilidade. Essa questão, no entanto, não é nova na literatura e está no centro de um importante debate sobre ciclos econômicos.

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. Por isso, os modelos com três regimes foram melhores.

O modelo conjunto demonstrou que a interligação da economia interna com os outros países, em especial seus parceiros comerciais, tem um grande papel em amenizar as recessões. Com relação à determinação do padrão cíclico, apesar da influência dos mecanismos de comércio e da interação com os outros países, os fatores internos (como o tamanho do mercado) assumem grande importância. As políticas econômicas e/ou estratégias internas também são determinantes para o país aproveitar ou não as fases ascendentes do ciclo internacional.

Por fim, os resultados demonstraram que as evidências em favor de um possível ciclo comum para Brasil, Argentina e Estados Unidos são pouco robustas. Uma possível explicação para isto é que o estudo cobre um período significativamente longo, onde ocorreram grandes mudanças nas condições estruturais da economia mundial e os países passaram por momentos econômicos distintos. É provável que tenha havido uma maior sincronia nos anos recentes, fruto da intensificação da interdependência econômica e financeira dos países. Todavia, isso requer estudos adicionais e um foco de análise diferente, com dados mensais ou trimestrais, algo que não pôde ser realizado devido à disponibilidade apenas de informações anuais para um período mais longo.

5. Referências bibliográficas

- ARTIS, M., KROLZIG, H.-M. e TORO, J. (1998). The European business cycle. Centre for Economic Policy Research. Discussion Paper 2242.
- BACKUS, D., KEHOE, P. e KYDLAND, F. (1995). International business cycles: Theory and evidence. In *Frontiers of Business Cycle Research*, ed. Thomas F. Cooley (Princeton, NJ: Princeton University Press), p. 331-56.
- BAXTER, M e STOCKMAN, A. (1989). Business cycles and the exchange rate regime: Some international evidence. *Journal of Monetary Economics*, n. 23, p. 377-400.
- CANOVA, F. e DELLAS, H. (1993). Trade interdependence and international business cycles. *Journal of International Economics*, n. 34, p. 23-27.
- CORREA, A. da S. (2003). Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: Uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina. *Working Papers Series do Banco Central do Brasil*, n. 80.
- 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.
- DELLAS, H. (1986). A real model of the world business cycle. *Journal of International Money and Finance* n. 5, p. 381-394.
- 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*, n. 39, series B, p. 1-38.
- ENGEL, R. F. e ISSLER, J. V. (1993). Common trends and common cycles in Latin América. *Revista Brasileira de Economia*, n. 47, v. 2, Abril-Junho, p. 149-176.
- GARCIA, R. (1993). Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. Université de Montreal, working paper.
- GERLACH, S. (1988). World business cycles under fixed and flexible exchange rates. *Journal of Money, Banking and Credit*, n. 21, p. 195-232.
- HAMILTON, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, n. 57, p. 357-384.
- _____ (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- HANSEN, B. E. (1992). The likelihood ratio test under non-standard conditions: testing the Markov switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, n. 7, S61-S82.
- KIM, C-J e NELSON, C. R. (2000). *State-space models with regime switching*. 2.ed. MIT Press.
- KYDLAND, F. E., e PRESCOTT, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, n. 50 (November), p. 1345-70.
- _____, e ZARAZAGA, C. E. J. (1997). Is the business cycle of Argentina “different”?, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Fourth Quarter, p. 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.
- _____, 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.
- LUCAS, R. (1972). Expectations and Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, n. 4 (April), p. 103-124.
- _____ (1977). Understanding business cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* n. 5, p. 7-29.
- MEJÍA-REYES, P. (1999). Classical business cycles in Latin America: turning points, asymmetries and international synchronisation. *Estudios Económicos*. El Colegio de México, México, n. 14, v. 2, p. 265:297.
- PHILLIPS, K. (1991). A two-country model of stochastic output with changes in regime. *Journal of International Economics*, n. 31, p. 121-142.
- SIMS, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, n. 48, p. 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>	Feb/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>	Maio/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>	Maio/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>	Maio/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
- 80 Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina** Out/2003
Arnildo da Silva Correa
- 81 Bank Competition, Agency Costs and the Performance of the Monetary Policy** Jan/2004
Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane
- 82 Carteiras de Opções: Avaliação de Metodologias de Exigência de Capital no Mercado Brasileiro** Mar/2004
Cláudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo
- 83 Does Inflation Targeting Reduce Inflation? An Analysis for the OECD Industrial Countries** May/2004
Thomas Y. Wu
- 84 Speculative Attacks on Debts and Optimum Currency Area: A Welfare Analysis** May/2004
Aloisio Araujo and Marcia Leon
- 85 Risk Premia for Emerging Markets Bonds: Evidence from Brazilian Government Debt, 1996-2002** May/2004
André Soares Loureiro and Fernando de Holanda Barbosa
- 86 Identificação do Fator Estocástico de Descontos e Algumas Implicações sobre Testes de Modelos de Consumo** Maio/2004
Fabio Araujo e João Victor Issler
- 87 Mercado de Crédito: uma Análise Econométrica dos Volumes de Crédito Total e Habitacional no Brasil** Nov/2004
Ana Carla Abrão Costa