

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

Mosar Leandro Ness

**CICLOS ECONÔMICOS NA AMÉRICA LATINA:
Uma análise da Argentina, Brasil, Chile e México no período 1950-2007**

São Leopoldo (RS)
2009

Mosar Leandro Ness

**CICLOS ECONÔMICOS NA AMÉRICA LATINA:
Uma análise da Argentina, Brasil, Chile e México no período 1950-2007**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos.

Orientador: Prof. Dr. Igor Clemente de Moraes

Co-Orientador: Profa. Dra. Angélica Massuquetti

São Leopoldo (RS)
2009

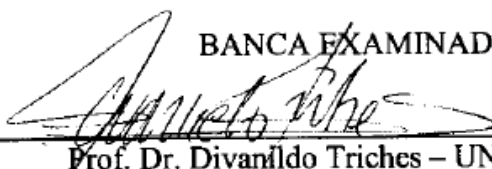
Mosar Leandro Ness

**CICLOS ECONÔMICOS NA AMÉRICA LATINA:
Uma análise da Argentina, Brasil, Chile e México no período 1950-2007**

Dissertação apresentada à Universidade do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em 29 de abril 2009.

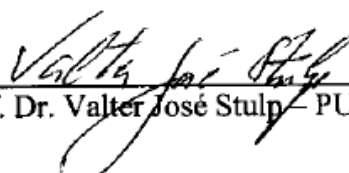
BANCA EXAMINADORA




Prof. Dr. Divanildo Triches – UNISINOS / RS




Prof. Dr. Roberto Camps de Moraes – UNISINOS / RS



Prof. Dr. Valter José Stulp – PUCRS / RS


Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes (Orientador)


Prof. Dra. Angélica Massuquetti (Co-orientadora)

São Leopoldo, 15 de julho de 2009.

Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo
Coordenador Executivo PPG em Economia

Para meus Pais

OTTO NESS (in memória) e

ERONY MOREIRA NESS.

AGRADECIMENTOS

Ao término de um trabalho como esse, uma das melhores etapas é poder agradecer aqueles que estiveram conosco, partilhando cada passo desse caminho. Por essa razão resolvi relembra os fatos que estão gravados em minha retina e que latentes em minha memória, merecem ser aqui relatados.

O primeiro passo dessa caminhada, foi dado a 42 anos e a ele agradeço, por ter me dado a oportunidade de ter mais uma jornada de evolução. O seu amor e a sua confiança em mim, não tem como agradecer, a não ser cumprindo com minha parte de amá-lo sobre todas as coisas dessa vida e ter seu exemplo a me guiar e inspirar. Por essa razão agradeço a Deus.

Os fatos que me levaram a escolher minha profissão, se perdem no rio da história de minha vida. Todavia, até aqui não teria chegado sem a presença constante de minha família, meu Pai Otto (*in memória*), minha Mãe Erony, minha Filha Maria Clara, meu Irmão Rosalvo, minha Cunhada Rosane, minhas Sobrinhas Raissa e Rúbia, e minha Tia Iolanda. A jornada embora dura, teve sua aridez abrandada pela presença dessas pessoas que são meu oásis, no deserto dessa caminhada.

Tudo começa no ano de 2006, incentivado pelo espírito de bondade da eterna orientadora, Professora Angélica, participei do primeiro exame de seleção para o mestrado. Fui do céu ao inferno, embora aprovado, não obtive a sonhada e necessária bolsa de estudo. Sem possibilidades de poder assumir compromissos financeiros, vaguei errante por um ano. Todavia, ao longo desse sempre fui incentivado a não desistir do sonho do mestrado em economia, pela Professora Angélica. Sem suas palavras, acredito que fatalmente teria desistido, mas, foi inspirado nessas palavras que em 2007 rerepresentei meu projeto e obtive a vaga e a tão sonhada bolsa de estudos.

A meu orientador Professor Igor Morais muito tenho que agradecer. Sem seu apoio fraterno, sua compreensão para minhas limitações e sua ajuda sempre solícita, eu não teria conseguido chegar a esse ponto. Os erros e as omissões desse trabalho são de minha inteira responsabilidade. E espero que o futuro nos reserve a oportunidade de realizarmos outros trabalhos e assim construirmos juntos, um pedaço, mesmo que imperfeito, do conhecimento que a nossa ciência estuda.

Aqui não poderia deixar de lembrar e de agradecer ao Professor Divanildo Triches que igualmente me incentivou a submeter novamente o projeto. Por outro lado, no meu caso também agradeço ao agente financiador, o banco Santander, que acreditou na minha proposta e me concedeu o apoio financeiro para concretização desse sonho.

Sempre acreditei que a vida marca os encontros com os fatos e com as pessoas. Uma das pessoas a quem muito devo agradecer é a meu amigo, chefe, e agora colega de mestrado Miguel Ângelo. Sem seu apoio e compreensão, sinceramente, jamais teria conseguido. Espero que ele me conceda a oportunidade de assistir a sua defesa. Aos colegas de trabalho, Aline, Júlia, Cínara, Silvana, Marines, Schandaia, Breno, Ricardo e Eliana. Agradeço a “cobertura” imprescindível que me deu a tranqüilidade necessária, ao longo dessa jornada.

A meus colegas de curso, Adriana Bertoldi, Adriana Toledo, Eliezer e Vanessa; externo que foi uma honra tê-los como companheiros de caminhada. Espero sinceramente que a nossa amizade perdure ao longo do tempo. Pois só aqueles que viveram as angústias, as tristezas e as alegrias compreende o que representa essa etapa na vida de cada um de nós.

Em nome das funcionárias da secretaria da pós quero estender meus agradecimentos a toda comunidade acadêmica da Unisinos, pela acolhida, pelo tratamento, pelo profissionalismo. Valores que evidenciam a grande instituição de ensino e que reforçam o conceito de que pra saber tem que viver.

Por fim, agradeço a meus irmãos do Plano Maior por terem me ajudado com seus conselhos e inspirações, para que tudo transcorra-se em paz.

A todos meu MUITO OBRIGADO!

MOSAR LEANDRO NESS

RESUMO

Os ciclos econômicos representam as oscilações de variáveis como a produção e o emprego de um setor, região ou país. Apresentam-se de forma única, não divisível e com características próprias quanto à sua amplitude e duração. De uma forma geral, os ciclos podem ser subdivididos nas seguintes fases: expansão, crise e depressão. Cada fase alterna-se a outra predeterminando o comportamento da fase posterior. Uma das técnicas mais promissoras é o modelo de mudança de regime, com o trabalho seminal de Hamilton (1989), abriu-se um novo campo de investigação dentro do tema. Destaca-se que a investigação sobre ciclos econômicos na literatura internacional esteve focada nas economias centrais, e os países emergentes ainda apresentam um número relativamente baixo de trabalhos na área. Quando comparados a de outros continentes, esses apresentam um contexto singular para ser discutido em termos de teoria dos ciclos econômicos. Nesse estudo, foi utilizada a técnica de mudança de regime Markoviano, que além das formulações univariadas e multivariada foi testado arranjos bivariados. Em razão dos resultados observados, pode-se inferir que há indícios da existência de um ciclo comum na América Latina, verificou-se também a existência de movimentos de ajustamento das economias aos choques exógenos que perturbaram sua dinâmica de crescimento. A magnitude e a velocidade do ajuste variou em função da estrutura de cada economia. Em estudos futuros poderão ser envidados para melhor explicar as razões do fenômeno.

Palavras-chave: Ciclo Econômico, expansão, crise, depressão, mudança de regime, cointegração, comovimento.

ABSTRACT

Economic cycles represent fluctuations of variables such as production and employment in a sector, region or country. They are so unique, and not divisible with characteristics as to its magnitude and duration. In general, the cycles can be subdivided in the following phases: expansion, crisis and depression. Each phase switches to the behavior of other predetermined later. One of the most promising techniques is the model of regime change, with the seminal work of Hamilton (1989) opened up a new field of research within the theme. It is that research on economic cycles in the international literature has focused on central economies and emerging countries still have a relatively low number of jobs in the area. When compared to other continents, they have a natural context for discussions in terms of the theory of economic cycles. In this study, we used the technique of changing the Markovian regime, which in addition to univariate and multivariate formulations was tested bivariate arrangements. Because of the observed results, one can infer that there is evidence of a common cycle in Latin America, it was also the existence of movements of adjustment of economies to exogenous shocks that disrupted its dynamics of growth. The magnitude and speed of adjustment varied depending on the structure of each economy. In future studies could be done to better explain the reasons for the phenomenon.

Key words: Business cycle expansion, crisis, depression, change of regime, cointegrating, touched.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-AR(0) do PIB da Argentina de 1950 a 2007.....	52
Gráfico 2: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-AR(0) do PIB do Brasil de 1950 a 2007.	55
Gráfico 3: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSI(2)-AR(1) do PIB do Chilena de 1950 a 2007	57
Gráfico 4: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSIH(2)-AR(4) do PIB do México de 1950 a 2007	59
Gráfico 5: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSMH(2)-VAR(0) para os quatro países de 1950 a 2007	64
Gráfico 6: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-VAR(0) do PIB da Argentina e do Brasil de 1950 a 2007	68
Gráfico 7: Representação das Probabilidades para o regime 1 do modelo MSIH(2)-AR(0) para o PIB do Chile e da Argentina de 1950 a 2007.	71
Gráfico 8: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-AR(1 para o PIB da Argentina e do México de 1950 a 2007	73

LISTA DE TABELAS

- Tabela 1** - Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB da Argentina 1950-2007 51
- Tabela 2** - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB da Argentina de 1950 a 2007. 52
- Tabela 3** - Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB do Brasil de 1950 a 2007 53
- Tabela 4** - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB do Brasil de 1950 a 2007 54
- Tabela 5** - Parâmetros estimados para o modelo MSI(2)-AR(1) do PIB do Chile de 1950 a 2007. 56
- Tabela 6** - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSI(2)-AR(1) do PIB do Chile de 1950 a 2007 57
- Tabela 7** - Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-AR(4) do PIB do México de 1950 a 2007 58
- Tabela 8** - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSIH(2)-AR(4) do PIB do México de 1950 a 2007. 59
- Tabela 9** – Datas dos ciclos dos econômicos 60
- Tabela 10** - Parâmetros estimados para o modelo MSMH(2)-VAR(0) do modelo multivariado de 1950 a 2007 63
- Tabela 11** - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSMH(2)-VAR(0) para os quatro países de 1950 a 2007 63
- Tabela 12** - Datas dos ciclos econômicos para os quatro países de 1950 a 2007. 64
- Tabela 13** - Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) para o PIB da Argentina e do Brasil de 1950 a 2007 66
- Tabela 14** - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-VAR(0) do PIB da Argentina e do Brasil de 1950 a 2007 67

Tabela 15 - Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-AR(0) para o PIB do Chile e da Argentina de 1950 a 2007 70

Tabela 16 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSIH(2)-AR(0) para o PIB do Chile e da Argentina de 1950 a 2007. 71

Tabela 17 - Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(1) para o PIB da Argentina e do México de 1950 a 2007. 72

Tabela 18 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-AR(1) para o PIB da Argentina e do México de 1950 a 2007 73

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 O CICLO ECONÔMICO	16
2.1 As teorias dos ciclos econômicos	16
2.2 As forças que impulsionam os ciclos econômicos	19
2.3 Os ciclos de negócios internacionais movimentos comuns.....	21
2.4 Os ciclos econômicos em países emergentes	24
3 O MODELO DE MUDANÇA DE REGIME COM VETORES AUTORREGRESSIVOS.....	30
3.1 A metodologia MS-VAR: uma revisão teórica	30
3.1.1 Testes e especificações	31
3.1.2 Estacionariedade e cointegração.....	34
3.2 Instabilidade dos parâmetros	37
3.3 Mudança de regime markoviano	38
3.4 Modelos de mudança de regime multivariados	45
4 OS CICLOS ECONÔMICOS DA AMÉRICA LATINA	48
4.1 Resultados estatísticos	48
4.2 Análise dos ciclos econômicos nas séries univariadas	50
4.2.1 Argentina	51
4.2.2 Brasil.....	53
4.2.3 Chile	56
4.2.4 México	58
4.3 Mudança de regime em séries multivariadas.....	61
4.4 Modelos bivariados	66
4.4.1 Argentina e Brasil.....	66
4.4.2 Chile e Argentina.....	69
4.3 Argentina e México	71
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	75
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	80
7 ANEXOS	87

1 INTRODUÇÃO

Os sistemas econômicos tendem a apresentar um padrão de crescimento ao longo do tempo. Todavia, o mesmo não acontece de maneira linear, mas, de forma irregular e oscilante. Esse comportamento é conhecido na literatura como ciclo se expressa no comportamento de diversas variáveis da economia, como a produção, o emprego, e o consumo, dentre outras variáveis. Uma característica importante desse ramo da pesquisa econômica, refere-se ao fato que os ciclos, também podem ocorrer de maneira generalizada e provocar alterações em toda a estrutura produtiva de um país.

Ao longo dos últimos 60 anos, a economia mundial experimentou um intenso processo de transformação em suas estruturas institucionais e de produção.¹ Nesse período, sistemas econômicos desapareceram, uma nova ordem econômica internacional surgiu com a intensificação do processo de globalização, e os países passaram a conviver com crises e momentos de expansão que possuem características distintas de momentos anteriores.

Destaca-se que o processo de globalização das economias acabou por criar uma relação de complementaridade entre os países. Se, por um lado, há o benefício da volatilidade na flutuação do PIB, em decorrência da integração dos mercados, por outro, criaram-se as pré-condições para disseminação de choques específicos. Essa situação faz com que os ciclos econômicos entre os países passem a apresentar um comportamento de forma sincronizada ao longo do tempo, em termos de agregados macroeconômicos o que na literatura de econometria convencionou-se denominar de co-movimento entre variáveis.

A maioria dos trabalhos na área Kotlemis (1999), Stock & Watson (2003), Kose ET Al (2005), de macroeconomia do crescimento, estão focados nos países centrais, que apresentam um baixo grau de volatilidade no produto. Porém, a integração entre esses e os países denominados emergentes, suscita a ideia de pesquisar os movimentos cíclicos de outras regiões, como por exemplo, os países da América Latina. Sob esse aspecto, salienta-se que as

¹ Veja-se a obra de Kose (2003a) e (2005), para uma discussão sobre o processo de globalização.

principais economias da América Latina experimentaram, nas últimas quatro décadas, mudanças nos regimes políticos, institucionais e econômicos. Nesse sentido, quando comparada a outros continentes, a região apresenta um contexto singular para ser discutido a luz dos conceitos da teoria de ciclos econômicos.

Há poucos trabalhos na área, destaque para os artigos de Mendoza (1995) e Kose (2003a) que indicam a existência de características semelhantes quanto ao movimento dos agregados econômicos. É importante ressaltar que o emprego de técnicas mais refinadas, como o uso de modelos não-lineares multivariados, também vem expondo a ideia de comovimento entre as variáveis.

A pesquisa sobre os ciclos data dos trabalhos seminais de Burns e Mitchel (1946). Desde então, uma série de autores se debruçaram sobre o tema, procurando caracterizar o comportamento de variáveis que, de alguma forma, pudessem fornecer informações importantes sobre a medida dos ciclos, e seus impactos em políticas econômicas. O avanço, em termos computacionais, além da disseminação da microinformática contribuíram para aumentar trabalhos na área. Todavia, desde que o trabalho seminal de Hamilton (1989) mostrou a possibilidade de se aplicar à teoria da cadeia de Markov a análise de dados econômicos, o volume de pesquisas sobre ciclos econômicos aumentou de forma significativa.

Em particular, o interesse em se utilizar essa metodologia em várias áreas da economia tem crescido seja para trabalhar com modelos univariados, quando é estudado o comportamento de uma única variável, seja naqueles que consideram mais de uma variável, como abordado nos trabalhos de Hamilton et al. (1994), Kim e Kim (1996), Kalimipalli et al. (2001). Já o trabalho de Phillips (1991) estudou a transmissão de choques entre diferentes países e seus efeitos sobre o ciclo econômico. O trabalho de Krolzig et al. (2000) avaliou as características do mercado de trabalho no Reino Unido; para tanto, foi estudada através de um vetor de correção de erros com mudança de regime. Por outro lado, para uma aplicação a séries de dados da economia brasileira, veja-se Morais et al. (2002).

Assim, uma peculiaridade do estudo de séries temporais com mudança de regime reside na determinação do número de estados que o modelo deverá considerar. Nesse caso, os testes visarão a verificar a ausência de mudança de regime, hipótese nula, ou seja, um modelo linear, contra uma hipótese alternativa, que irá considerar um ou mais estados. Todavia, a dificuldade aqui é que alguns parâmetros são desconhecidos e assim não são considerados sob a hipótese nula. Os trabalhos de Hansen (1992) e Garcia (1998) discutem métodos de como o número de regimes pode ser testado na presença de parâmetros não-identificados. Em virtude de as estimativas dos modelos markovianos serem obtidos através da maximização da função

de verossimilhança, os resultados obtidos passam a ser sensíveis aos diferentes valores iniciais. Assim, em função das peculiaridades dos dados, o resultado pode apontar para diversos valores ótimos para a função.

O objetivo geral da presente dissertação foi o de analisar o comportamento cíclico da atividade econômica dos países selecionados, com o intuito de identificar as características comuns compartilhadas por estes países que resultaram no movimento do PIB em ciclos com amplitudes similares. A relevância desta pesquisa fundamentou-se sobre a hipótese de que, embora a teoria dos Ciclos Econômicos seja uma área que já tenha sido discutida amplamente na literatura internacional, a mesma ainda se encontra na fase de comprovação dos fatos estilizados apontados. Portanto, pode-se inferir que existe ainda espaço para pesquisa nesta área de estudo. De outra parte, os avanços obtidos pela Ciência Econômica nos últimos anos criaram a possibilidade de maior detalhamento sobre as problemáticas de medida e de modelagem estatística do tema. Nesse sentido, o estudo das séries temporais não-lineares com mudança de regime apresenta-se como uma dessas fronteiras do conhecimento sobre Ciclos Econômicos.

Nesse estudo apresentam-se as relações entre as quatro principais economias da América Latina: Argentina, Brasil, Chile e México. Sob o enfoque de modelos de mudança de regime markoviano. São feitas análises univariadas e multivariadas em séries de dados do PIB. No caso multivariado, diversas investigações são necessárias antes da implementação dos modelos finais. Os testes de Causalidade de Granger indicaram que existe uma forte relação entre o PIB da Argentina, do Brasil, do Chile, e do México. Cabe aqui destacar que a economia brasileira, embora sendo a mais significativa do grupo, não apresentou um movimento de correlação com as demais economias do grupo.

Os resultados demonstram que existe uma dinâmica de crescimento diferenciada entre os países. Enquanto a Argentina, o Chile e o México apresentaram uma melhora no seu comportamento cíclico quando comparado em conjunto aos demais países do grupo. O caso brasileiro mostrou a peculiaridade de ser pouco influenciado pela inserção de mais elementos no modelo, ou seja, o Brasil não tem uma relação forte com os demais países, sendo pouco influenciado e não influenciando os demais parceiros.

Em razão dos resultados observados, pode-se inferir que esses indicam que os choques de natureza macroeconômica terão magnitude e dinâmica diferentes entre as economias em análise, podendo-se verificar a existência de movimentos de ajustamento das economias aos choques exógenos que perturbam o crescimento das economias. Ressalta-se que a magnitude e a velocidade do ajuste dependem da estrutura de cada economia.

O presente trabalho de pesquisa se encontra organizado da seguinte forma: além desta breve introdução (cap.1), no capítulo 2 será apresentada uma revisão teórica sobre os ciclos econômicos, suas causas e seu comportamento e trabalhos nessa área. No capítulo 3 além há uma revisão teórica sobre modelos com mudança de regime, é descrita a formulação utilizada neste trabalho. O capítulo 4 apresenta os resultados obtidos dos testes realizados, que objetivam responder ao problema de pesquisa. Por fim, no capítulo 5 será apresentada a conclusão do presente trabalho.

2 O CICLO ECONÔMICO

As economias apresentam um padrão de crescimento básico, ao longo do tempo, e os ciclos são, desvios desse comportamento em torno de uma linha de tendência central e se manifestam em diversas variáveis, entre elas: taxa de desemprego, inflação ou em segmentos produtivos tais como: produção industrial, demanda e oferta agregada e os serviços. O padrão de tendência seria, portanto, produto de fatores que influenciam no comportamento da economia a longo prazo, resultado de choques permanentes no sistema econômico. Hunt, e Sherman (1981) apresentou uma definição de ciclos econômicos, caracterizando-os como movimentações da economia entre períodos de recessão e depressão, explicando que na recessão a demanda agregada da economia cai, assim como a produção e os serviços. Inversamente, no período de expansão, tanto a demanda agregada como a produção e o emprego tendem a elevar-se. Configura-se, portanto, um movimento cíclico na economia.

2.1 As teorias dos ciclos econômicos

As diferentes teorias dos ciclos econômicos objetivam buscar uma explicação para uma das principais questões da economia: Por que o crescimento econômico varia ao longo do tempo e que fatores causam essa flutuação? Os primeiros estudos sobre os ciclos econômicos foram realizados no fim do século XIX e início do século XX, por Burns e Mitchel, como parte do projeto de pesquisa realizado pelo *National Bureau of Economic Research (NBER)*, sendo apresentado no estudo *Measuring Business Cycles*².

A abordagem teórica a respeito de como os ciclos se propagam segue duas escolas: os modelos *motoperpétuos*, ou *deterministas*, e os *modelos de propagação*, ou *de impulsos*³ conferir em Carvalho (1988) e Sachs e Larrain (1995).

A teoria econômica dispõe de uma numerosa quantidade de estudos entre eles Krolzig (1997a 1997b), Stock, e Watson (2003), que têm por objetivo explicar os ciclos econômicos.

² Para obter maiores detalhes, veja-se Mitchel (1984).

³ O modelo motoperpétuo diz que as economias estariam em constante processo cíclico, submetidas a oscilações intermináveis, derivadas do próprio sistema e com um padrão. Os modelos de propagação das flutuações econômicas determinam que as oscilações na economia estão ligadas a fatores externos ao funcionamento do sistema econômico, nesse caso, as economias buscariam adaptar-se e absorver os choques exógenos. Os avanços e as defasagens definiriam a forma ondular do processo econômico. Dentro da perspectiva dos *modelos de propagação* ou de *impulsos*, os choques aleatórios que deflagraram o processo cíclico seriam de três tipos: a) de oferta; b) políticos; e c) de demanda.

Porém, o aspecto proeminente desses estudos concentra-se na demonstração de como a fase ascendente do produto real (prosperidade) atinge um ponto de inflexão superior (pico) e por que, a fase descendente (depressão) termina em um ponto de reversão. Quatro seriam as teorias básicas que buscariam uma explicação:

A *teoria monetária* considera que as flutuações na taxa de juros e na disponibilidade de fundos de empréstimo são os fatores responsáveis pelas flutuações no investimento.⁴ Outra é a *teoria de flutuação de investimento autônomo* que considera que os ciclos na economia teriam origem nos efeitos repentinos da atividade de investimento em inovações tecnológicas, criando uma descontinuidade no padrão de crescimento.⁵ Já a *teoria das inovações tecnológicas* pertence a grupos dos modelos de propagação. Considerando que, os ciclos na economia teriam origem nos efeitos repentinos da atividade de investimento em inovações tecnológicas, essas criariam uma descontinuidade no padrão de crescimento. As *teorias estruturais* são uma derivação aperfeiçoada das teorias de ciclos espontâneos e consiste na explicação da crise com base nos limites físicos do crescimento, das economias. Assim, a desocupação gerada no sistema seria advinda do desaparecimento natural da capacidade ociosa com o desgaste dos equipamentos e das instalações. A redução do crescimento econômico que se verifica nesse momento pode ser considerada como parte de um ciclo, as teorias que melhor explicam o fenômeno são as monetárias.

Um ciclo econômico caracteriza-se por apresentar as seguintes fases: *expansão*, também chamada *prosperidade*, *crise* e *depressão*. Logo, para efeito de estudo dos ciclos econômicos, deve-se compreender que uma fase é predeterminada pela fase anterior, segundo Mitchel (1984). Quando do início da expansão, uma das variáveis que sofre maior pressão são os preços. Nas fases iniciais, alguns preços podem declinar, porém, invariavelmente, ao longo do processo, eles tendem a elevar-se. Isso acontece em virtude de uma pressão da nova demanda sobre uma oferta que, muitas vezes, não é tão elástica no curto prazo. Essa situação seria um ponto onde haveria uma ruptura na condição de expansão das atividades com

⁴ Uma abordagem mais recente expõe que as flutuações da atividade são o resultado da procura de moeda e de sua alocação na renda dos agentes econômicos. As flutuações na oferta de moeda se transmitiriam causando impacto sobre a renda corrente. Os monetaristas sugeriram, para evitar grandes flutuações no sistema econômico, uma política monetária realista e que contrabalançasse o aumento da oferta monetária e da expansão do produto real, conforme Simonsen e Cysne (1995) expôs. A teoria monetária pertence ao grupo dos modelos de propagação.

⁵ Nas teorias dos ciclos espontâneos, o motivo das flutuações econômicas relaciona-se à interação entre o multiplicador e o acelerador de investimentos. Nesse caso, os ciclos são motoperpétuos. A falha dessa teoria encontra-se nos extremos que ela apresentou: se, por um lado, a teoria supõe a ocorrência de grandes oscilações contínuas no sistema econômico, por outro, prevê que as oscilações são amortecidas por longos períodos, na lição de Simonsen e Cysne (1995).

equilíbrio no nível de preços, esse ponto se caracteriza pelo nível de atividade em que os pedidos em carteira fazem com que o empresário passe a exigir um aumento sobre os preços dos bens ofertados. Destaca-se que o processo de elevação dos preços não é uniforme já que atinge de forma diferenciada os mercados de fatores.⁶

Por outro lado, com o aumento do volume de vendas e as disparidades nos preços relativos de produção, o lucro nessa fase tende a aumentar, fazendo com que ocorram novos investimentos dentro do sistema econômico, aumentando as encomendas de maquinaria e novas construções.⁷

O posterior deslocamento dos preços relativos passam a ameaçar o lucro das empresas, repercutindo no mercado de crédito. O início da próxima fase, denominada *crise*, pode ter origem em diversos desequilíbrios no mercado, como, por exemplo, um excesso de investimento ou a queda na confiança. Essa irá durar até que os agentes econômicos vislumbrem que terão capacidade de cumprir satisfatoriamente suas obrigações financeiras e seja restabelecida a confiança nos mercados.

A fase seguinte, denominada *depressão*, é marcada por uma profunda retração das atividades econômicas, ao longo de um período. Enquanto a crise apresenta-se num intervalo de tempo menor, a depressão caracteriza-se por assolar o sistema econômico em um período maior. Destaca-se que a recessão tende a ser um período marcado pela realocação dos preços relativos da economia.⁸

⁶ O mercado de trabalho ilustra esta situação, por se apresentar de maneira geral, fragmentado, não acompanhando o movimento de elevação dos preços no atacado. Já o setor bancário, segundo Mitchel (1984), seria outro setor dentro do sistema econômico que não eleva seus preços nas fases iniciais da recuperação por dois motivos: primeiro, porque os bancos nessa fase do ciclo apresentam uma grande reserva de moeda. Com isso, podem enfrentar a nova demanda ascendente de pedidos de empréstimos sem enfraquecer suas posições e, portanto, sem necessidade de aumentar as taxas de juro; segundo, porque se refere ao fato de que, embora se intensifique o volume de operações de empréstimo, são operações de baixo valor, o que torna o mercado menos receptível a aumentos nas taxas de desconto bancário.

⁷ A característica central desse argumento está no fato de que, uma vez revertida a tendência de baixa do ciclo, o processo ganha força e velocidade no sentido ascendente e leva todo sistema econômico a prosperar, traduzindo-se em uma reativação da atividade econômica de forma intensa.

⁸ Segundo Mitchel (1984), o processo cumulativo da depressão se encadearia na seguinte sucessão de atos:

- a) a retração das atividades econômicas provoca o desemprego dos trabalhadores e a conseqüente diminuição da renda;
- b) a queda da renda estimula a redução do consumo;
- c) o declínio do consumo traz a queda do uso das matérias-primas nas fábricas e a postergação dos projetos de investimento;
- d) sem novos investimentos, o nível de emprego não aumenta, nem tão pouco a renda dos trabalhadores; e
- e) quanto mais tempo for adiada a implantação de novos projetos, por mais tempo perdura a fase; assim o sistema econômico passa a operar em estado de letargia em suas atividades.

A depressão encontra o seu ponto de inflexão inferior, segundo Mitchel (1984), quando se verifica uma rigidez na queda do nível de preços de venda de determinados bens manufaturados. A seguir, o sistema econômico passa por um processo de reestruturação, que tem por objetivo prepará-lo para ser lançado novamente em uma fase de expansão.

Embora a depressão seja marcada pela redução do nível de atividade abaixo da média de tendência, o volume físico do produto tende a crescer naturalmente. Conforme comentou Broomam (1977), toda vez que a economia retoma um movimento cíclico, tende a realizar esse sobre um nível de renda anterior. Na visão de Mitchel (1984), três fatores inerentes ao sistema econômico provocariam o fim do período depressivo: a) o fim do estoque acumulado do período de prosperidade tende a realizar-se invariavelmente; com isso, um nível de produção mínimo tende a ser retomado; b) a existência de um consumo mínimo, o estoque de bens de consumo duráveis e não duráveis em poder das famílias, tende a se desgastar ao longo do tempo, sendo necessária a reposição; c) o aumento natural da população estimula o consumo, que provoca um aumento da demanda agregada.

Mitchell (1984) refere que a ocorrência conjunta dos fatores descritos acima, acrescidos das reduções nos custos e da reestruturação da produção, estimularia um aumento das atividades econômicas.

2.2 As forças que impulsionam os ciclos econômicos

Dentro dos ciclos econômicos, encontra-se um conjunto de forças que atuam tanto no sentido de estimular a expansão, como no sentido oposto, ou seja, de contrair e incrementar a recessão. Essas são conhecidas como variáveis procíclicas, contracíclicas e acíclicas cada qual com uma característica diferente. Destaca-se que, nesse caso, não se faz referência à questão da causalidade.

Para Sachs e Larrain (1995) variáveis procíclicas são aquelas que crescem durante as expansões e tendem a cair nas recessões. São exemplos de variáveis procíclicas: produção agregada, lucros dos negócios, velocidade da moeda, taxa de juros de curto prazo e nível de preços.

Consoante Sachs e Larrain (1995) as variáveis contracíclicas são aquelas que tendem a crescer positivamente nas depressões e a decrescer nas expansões. São exemplos: a) os estoques, tanto de bens acabados como de insumos de produção; b) as taxas de desemprego; e c) o número de casos de falências

Por fim, as variáveis acíclicas não apresentam tendência ao longo do ciclo dos negócios. As exportações, conforme Sachs e Larrain (1995), encontram-se no conjunto de variáveis acíclicas, ou seja, elas não se movimentam ao mesmo tempo que os ciclos de negócios.⁹ Porém, esse assunto é controverso, uma vez que o papel desempenhado pelas exportações pode ser diferente com a abertura das economias ao resto do mundo em um grau mais elevado.¹⁰

Outro ponto importante são as expectativas, que podem ser vistas como variáveis explicativas e determinantes dos ciclos econômicos. Os modelos de formação de expectativas encontram-se divididos, ensina Martone (1998), em três grupos:

i) as expectativas rígidas referem-se a uma situação na qual os produtores de um determinado bem, ao fazer suas previsões de produção, esperam que o preço desse não se modifique ao longo do tempo. Essa é a hipótese mais simples de ser formulada, pois, nesse caso, o agente espera que o preço futuro seja igual ao preço presente;

ii) as expectativas adaptativas surgiram, no entender de Martone (1998), nos anos 1950 e foram amplamente utilizadas até os anos 1970. Essas postulam que os agentes fazem pequenas correções em suas previsões baseados em experiências passadas. Sob essa hipótese, os agentes tendem a corrigir suas expectativas por uma fração do erro de previsão em período anterior;

iii) as expectativas racionais partem do pressuposto de que os agentes econômicos têm amplo conhecimento sobre o mercado e utilizam a informação de maneira a maximizar a utilização de seus recursos, ensina Martone (1998). O pressuposto afirma que os agentes não incorrerão em erros sistemáticos ao formarem suas expectativas, já que visam a maximizar a informação corrente e, assim, diminuir as assimetrias no modelo. Para uma discussão sobre expectativas racionais e mudança de regime veja-se Farmer et al (2009).

2.3 Os ciclos econômicos internacionais (movimentos comuns)

Os ciclos econômicos ao longo do tempo sempre chamaram a atenção dos economistas. O quadro 1 apresenta uma breve revisão de literatura sobre o tema.

⁹ Mitchel (1984), ao comentar a crise de 1907 nos Estados Unidos, descreveu que, naquela ocasião, as exportações haviam sido muito pouco influenciadas.

¹⁰ Wonnacott e Wonnacott (1994) justificou que o comércio internacional pode ser uma força desestabilizadora por dois motivos: de um lado, as variações de preços ocorridas em mercados de bens internacionais, como o petróleo, podem originar um choque de oferta interno provocando uma crise e, em seguida, uma depressão, de outro lado, as fases de expansão de um país podem influenciar positivamente outro país com que mantenha relações comerciais, já que as exportações tendem a ser influenciadas positivamente. De forma inversa, se as exportações apresentam-se aumentando a renda do país de origem, as importações podem diminuir as flutuações.

Autor	Período	Amostra	Metodologia	Resultados
Hamilton (1989)	1951-1984	Estados Unidos	Mudança de Regime Markoviana	O estudo objetivou verificar a evolução do PIB real americano observando a mudança de regime.
Clements e Krolzig (1999)	1950 - 2000	Estados Unidos	Mudança de Regime Markoviana	Discutiram qual era melhor formulação, entre os modelos, quer representava as assimetrias dos ciclos de negócios.
Kotolemis (1999)	1948-1995	Estados Unidos	Mudança de Regime Markoviana	Determinaram os pontos de mudança de regime e comparou com os fatos estilizados.
Val e Ferreira (2002)	1950-1995	Brasil	Método Generalizado dos Momentos	Demonstraram que os choques aplicados sobre o produto eram os indutores das flutuações dada a correlação das séries investigadas.
Santos (2002)	1972-1999	México	Mudança de Regime Markoviana	Mostrou que as recessões mais pronunciadas que as expansões, todavia, as recessões apresentam períodos mais curtos que as expansões.
Kose et al (2003a)	1960-2000	60 países	Modelo Bayesiano de Fatores	Revelaram que o fator comum é importante na determinação dos efeitos cíclicos. Existe uma convergência entre os agregados econômicos.
Kose et al (2003b)	1960-2002	76 países sendo: 21 industrializados e 55 em desenvolvimento	Médias Móveis	Mostraram que o aumento dos níveis de globalização levaram: nos países industrializados, redução da volatilidade e aumento do nível de comovimento entre os ciclos; nos países em desenvolvimento, ocorreram um aumento de volatilidade e a redução de comovimento entre os ciclos econômicos.
Stock e Watson (2003)	1960-2002	G7	FSVAR	Demonstraram bipolarização da integração em países da zona do Euro e da Língua Inglesa, com aumento da correlação entre o subgrupo e redução em relação ao grupo total.
Correa (2003)	1900-2000	Brasil e Argentina	Mudança de Regime Markoviana	Revelaram que as economias apresentam diferenças na estrutura produtiva levando a processos cíclicos diferentes entre ambas.
Correa e Hillbrecht (2004)	1900-2000	Brasil, Argentina e Estados Unidos	Mudança de Regime Markoviana	Explicaram que as economias são diferentes e somente dois estados não são suficientes para descrever o processo cíclico.
Kose et al (2005)	1960-2003	G7	Modelo Bayesiano de Fatores com VAR	o processo de globalização das economias acabou por criar uma relação de complementaridade entre os países. Se, por um lado, observou-se uma redução na flutuação das economias, em decorrência da integração dos mercados, por outro, criou-se as pré-condições para disseminação entre as economias de choques específicos.
Aiolfi et al (2006)	1870-2004	Brasil, Argentina, Chile e México	Modelo de Fator dinâmico.	os eventos da globalização, como o aumento dos fluxos financeiros e comerciais, acrescidos de um conjunto de fatores internos aos países como as políticas fiscais e monetárias, têm contribuído para uma redução do nível de volatilidade dos ciclos econômicos da região.
Kose et al (2008)	1960-2005	106 países	Modelo de Fator Dinâmico	evidências de um ciclo comum entre os países. Menor tendência a grandes flutuações.
Simonovska et al (2008)	1998-2007	Chile	Business Cycle Accounting (BCA).	indicaram que a produtividade no mercado de trabalho foi a variável que melhor explica a volatilidade dos ciclos econômicos chilenos, ao longo do período de 1998-2007.
Sosa (2008)	1980-2007 (modelo LP) 1995-2007 (modelo de CP)	México e Estados Unidos	Vetor autorregressivo (VAR)	os choques de demanda nos Estados Unidos são um importante fator de perturbação na volatilidade dos ciclos econômicos mexicanos.
Chauvet e Morais (2008)	1995-2007	Brasil	Probit	o modelo apresentou um resultado satisfatório na previsão das recessões, principalmente no modelo estendido.

Quadro 01: Revisão de literatura sobre os trabalhos na área

Fonte: Elaborado pelo autor.

A investigação sobre o comportamento do ciclo econômico buscou evidências de um movimento comum entre os agregados econômicos de diferentes países. Foram encontradas similaridades cíclicas nas maiores economias. Para um maior aprofundamento, veja-se Backus et al. (1993) e Baxter (1995). De outra parte, o estudo das economias em

desenvolvimento, feito por Mendoza (1995) e por Kose et al.(2003a) também revelaram características semelhantes quanto ao movimento dos agregados econômicos. O emprego de técnicas mais refinadas também vem expondo a ideia de comovimento entre as variáveis. Nesse aspecto, o trabalho com emprego do filtro de kalman e modelos de fator dinâmico descreveram a performance dos ciclos econômicos, todavia, os resultados obtidos podem ser ambíguos.

A ideia de utilização de mudança de regime para o estudo dos ciclos econômicos teve seu trabalho seminal com Hamilton (1989) fato de que ele abriu um campo de investigação dentro do tema. Kontolemis (1999), utilizando a técnica, estudou os ciclos de negócios nos Estados Unidos, e os resultados revelaram um comportamento muito próximo daquele descrito pelo *NBER*. Posteriormente, a mesma técnica foi aplicada por diversos outros autores, seja no caso univariado conforme Santos e Chauvet (2002), ou multivariado, segundo Correa (2003), Correa e Hillbrecht (2004) e Krolzig (1996, 1997a, 1997b e 1998).

Diversas outras técnicas econométricas também foram empregadas com o objetivo de captar as características cíclicas de determinadas variáveis. O estudo de Kose et al (2003a), empregando um modelo de fator dinâmico investigou uma amostra de 60 países, evidenciado uma convergência entre diferentes grupos. Tal fato conduziu implicitamente à discussão das ideias de volatilidade e comovimento. Em termos de volatilidade, subentendida ao processo de integração, os modelos são ambíguos, enquanto uma corrente afirma que o acesso a um volume maior de recursos faz com que os países possam ter capital para diversificar sua base produtiva. Outra corrente enfatiza que o aumento da integração financeira pode conduzir a um aumento da especialização da produção. Baseada apenas nas vantagens comparativas, o resultado seria uma exposição maior ao risco de choques entre os segmentos privilegiados no processo de integração. De outra parte, a ideia de correlação entre as economias, as propostas se apresentam ainda inconclusivas. Kose et al (2003b), estudando as implicações do fenômeno da globalização e seus efeitos sobre países industrializados e em desenvolvimento, observou que o aumento dos níveis de volatilidade em países em desenvolvimento, que necessitavam de aporte de recursos para financiar seu desenvolvimento, levou a uma redução do nível de co-movimento entre os ciclos de negócios.

A maioria dos trabalhos que se referem a ciclos econômicos, tem estudado o comportamento das economias industrializadas, em específico os países do G7. Os resultados apontam para uma redução do nível de volatilidade e, com isso uma suavização do comportamento dos ciclos econômicos, na visão de Stock e Watson (2003). O que se observou em relação aos países do G7 foi a bipolarização em termos de integração: em um

grupo posicionaram-se os países da zona do Euro, e, no outro, os países de Língua Inglesa. Essa convergência assimétrica levou a um aumento da correlação no interior de cada grupo de países, todavia, em relação ao grupo como um todo a correlação diminuiu. Já em relação ao ambiente econômico, observou-se que a influência dos choques internacionais diminuiu comparativamente no período 1980 A 1990 em relação ao que era no período de 1960 a 1970. A razão para esse fato se encontra no aumento do volume de comércio e na integração entre os países do bloco. Mas, se, por um lado, se observou uma harmonização em termos do comportamento das economias do G7, de outro, o impacto de choques estruturais demonstram ter uma capacidade de se irradiar de forma rápida e a afetar todas as economias e a provocar distúrbios de alta intensidade nas flutuações dos sistemas econômicos.

Ao examinar as mudanças na natureza dos ciclos econômicos das sete maiores economias empregando Modelo de Fator Dinâmico Bayesiano, Kose et al (2005) encontraram que o processo de globalização das economias acabou por criar uma relação de complementaridade entre os países. Se, por um lado, observou-se uma redução da flutuação das economias, em decorrência da integração dos mercados, por outro, criaram as pré-condições para disseminação entre as economias de choques específicos. Essa situação faz com que os ciclos econômicos entre os países passem a apresentar um comportamento mais sincronizado ao longo do tempo.

Ao ampliar o espectro de estudo, o trabalho de Kose et al (2008) analisou o grau de evolução e de interdependência global cíclico ao longo desde 1960 até 2005, em uma amostra de 106 países, divididos em três grupos distintos: os países industrializados, os mercados emergentes e outras economias em desenvolvimento. Cabe considerar que, desde meados da década de 1980, o panorama econômico mundial se alterou dramaticamente, em virtude do rápido aumento das ligações comerciais e financeiras entre os países e do crescimento das economias emergentes. Nesse sentido, os choques tenderiam a se irradiar entre as economias que estivessem inter-conectadas através de seu lado real ou monetário.

Em termos de teoria econômica, de acordo com Kose et al (2008), o aumento das transações poderia resultar em um maior grau de negócios entre os países e reforçar a ideia de co-movimento. De outra parte, os movimentos cíclicos poderiam contribuir para a especialização com base nas vantagens comparativas. Seus efeitos afetariam não somente o lado da oferta, como também da procura, entre países. Se a especialização ocorrer sobre os setores dominantes, então, nesse caso, o grau de comovimento tenderia a aumentar. Já quanto aos demais agregados macroeconômicos, o aumento da integração financeira deve levar a um

aumento de investimentos, o que leva a um aumento de consumo redundando, com isso uma distribuição mais equitativa dos riscos.

Os resultados obtidos identificaram que, através do Modelo de Fator Dinâmico Bayesiano, as economias grandes sofreram pouca influência em seu nível de flutuação no período de 1985 a 2005 em relação ao período de 1960 a 1984. Além disso, houve pouca mudança no grau de sincronização dos ciclos econômicos internacionais. De outra parte, observou-se que o aumento dos níveis de comércio mundial e de integração financeira não demonstraram uma convergência global em seu ciclo econômico.

2.4 Os ciclos econômicos em países emergentes

Os ciclos econômicos podem apresentar padrões de natureza diversa. Todavia, a volatilidade dos mesmos pode surgir de fontes distintas e pode ser agravada por fatores como a mudança de política econômica, no grau de abertura financeira e comercial. A investigação sobre a dinâmica do ciclo econômico, portanto, deve ser vista a longo prazo. Além disso, a mesma deve abranger vários regimes de natureza econômica e institucional. A maioria dos trabalhos na área está focada nos países centrais, que apresentam um baixo grau de volatilidade no produto. Em razão de ser o movimento comum dos ciclos um tema atraente, suscita a ideia de pesquisar os movimentos cíclicos dos países da América Latina. Sob esse aspecto, salienta-se que as principais economias da América Latina experimentaram, nas últimas quatro décadas, mudanças nos regimes políticos e institucionais. Quando comparados a outros continentes, a América Latina apresenta um contexto singular para ser discutido em termos de teoria dos ciclos econômicos.

Aiolfi et al (2006) investigou o comportamento de quatro países da América Latina: Brasil, Argentina, Chile e México, através de um Modelo de Fator Dinâmico Bayesiano, ao longo de mais de cem anos. O estudo enfocou períodos distintos, em fase anterior às Guerras Mundiais, entre as guerras e o pós-guerra, sendo esse fragmentado no período com o acordo de Breton Woods e pós-liberalização do câmbio. O modelo seguiu o formato utilizado pelo NBER, para descrever o comportamento cíclico das economias. Os resultados indicaram um comportamento pró-cíclico da produção, dos salários e do comércio externo. De outra parte, o comportamento contracíclico foi evidenciado por um comportamento altamente volátil do investimento fixo e pela inflação para os quatro países selecionados. O contraste entre o

comportamento volátil dessas variáveis em comparação às economias desenvolvidas evidenciou uma peculiaridade da América Latina.

Ainda de acordo com a ideia de Aiolfi et al (2006), destaca-se que a volatilidade do ciclo foi mais elevada no início do século e se tornou mais suave após o período da grande depressão. De outra parte, acompanhou o movimento de alta dos grandes choques externos da década de 1970 e início dos anos 1980. O fim do regime de padrão ouro, os choques do petróleo e a crise dos juros foram os fatos que marcaram sobremaneira o comportamento da volatilidade das economias latino-americanas. Ainda os eventos da globalização, como o aumento dos fluxos financeiros e comerciais, acrescidos de um conjunto de fatores internos aos países como as políticas fiscais e monetárias, contribuíram para uma redução do nível de volatilidade dos ciclos econômicos da região. O papel desempenhado pelas instituições domésticas, na condução da política econômica, foi outro fator que se caracterizou como agente pró-cíclicos, atuando ora como indutor de uma maior, ora com menor volatilidade nos ciclos econômicos. Embora sejam os choques de natureza externa os fatores indutores do processo cíclico, não se pode negar que a existência de fatores comuns entre os países acaba por gerar um processo de comovimento entre os mesmos e com esse efeito atuar sobre o comportamento cíclico. Dito de outra forma, a atuação da política econômica tem colaborado para o amortecimento da volatilidade na região.

Na América Latina, o Chile, após um período conturbado com a deposição do governo de Salvador Allende e com a tomada do governo pela junta militar encabeçada por Augusto Pinochet, em 1973 apresentou um desempenho econômico espantoso. O país promoveu reformas em suas instituições, que lograram a estabilidade econômica e reduziram sua vulnerabilidade externa. De outra parte, as políticas de renda e emprego contribuíram para uma distribuição mais justa da riqueza, fato que fez com a renda *per capita* triplicasse em dólares desde 1990, além de contribuir para uma redução da pobreza em dois terços, no mesmo período. Todavia, a média de crescimento da economia chilena vem diminuindo ao longo do tempo: em 1990 era de 6,0% ao ano, já na década de 2000 esse número caiu para pouco mais de 4,0% ao ano¹¹.

As razões para esse comportamento podem ser atribuídas, de acordo com Simonovska et al (2008), a um estágio em que as reformas estruturais produzem um impacto marginal decrescente no produto. De outra parte, tornou-se evidente a necessidade de adaptar a economia chilena para interagir em um contexto de concorrência global e a criar condições de

¹¹ Para elucidar melhor o tema, veja Simonovska et al et al et al et al (2008).

resistir a choques de curto e longo prazos. Nesse aspecto, algumas situações se tornam emblemáticas: A primeira diz respeito à flexibilização do mercado de trabalho chileno, pois o mesmo ainda apresenta um custo elevado para os padrões internacionais. A segunda refere-se à baixa participação das mulheres no mercado de trabalho. E, por fim, a qualidade do capital humano, embora educado, ainda apresenta uma diferença em relação aos países desenvolvidos em termos de habilidades, fato que cria uma baixa mobilidade dentro do mercado de trabalho, não permitindo a migração entre setores dinâmicos do sistema econômico. Já em relação ao sistema financeiro, embora o Chile apresente um sistema desenvolvido permitindo o acesso ao crédito, tanto das famílias como das grandes empresas, o mesmo mostra-se rígido em relação a novos empreendimentos, fato que obstruiu o surgimento de novos setores dinâmicos. Ademais, a economia chilena apresenta-se com alto grau de rigidez para enfrentar choques de oferta, fenômeno esse que faz com que os efeitos tenham um tempo de absorção maior que as economias desenvolvidas.

O estudo de Simonovska et al (2008), utilizando a metodologia do *Business Cycle Accounting* (BCA), indicou que a produtividade no mercado de trabalho foi a variável que melhor explicou a volatilidade dos ciclos econômicos chilenos ao longo do período de 1998 a 2007. Já a variável investimento só passou a apresentar um comportamento de acordo com o esperado nos últimos anos da série, revelando, assim, o processo de ajustamento da economia chilena. Em termos de predição de políticas de governo, observou-se que a rigidez no mercado de trabalho e a ampliação das formas de acesso a linhas de crédito devem ser os dois pontos a serem tratados a fim de suavizar a volatilidade dos ciclos econômicos chilenos.

Uma das características dos ciclos econômicos se encontra na peculiaridade de que os mesmos podem ser influenciados por fatores externos ao sistema econômico. O caso do México é interessante, por ser um país vizinho da maior potência econômica do planeta e por ter, a partir de 1994, passado por um processo de liberalização financeira e comercial através do acordo com os Estados Unidos e o Canadá (Nafta). Tal fato promoveu uma transformação em seu processo cíclico que o deixou mais sensível aos choques externos de demanda e de oferta.

A economia mexicana sofreu ao longo das décadas de 1970 a 1990 um intenso processo cíclico, com a transição de um ciclo político, os planos de estabilização baseados na taxa de câmbio, nas distorções de mercado e em fatores externos que impulsionaram as flutuações¹². O primeiro período (1970 a 1981) foi caracterizado pela estratégia de

¹² Veja-se em Santos (2002), melhor síntese.

substituição de importações, que teve início em 1950, gerando várias distorções principalmente no setor financeiro, com restrições a investimentos diretos estrangeiros. Destaca-se que essa política provou desequilíbrios tanto internos como externos. Para tentar reverter o baixo crescimento, o governo promoveu uma política fiscal expansionista, que acelerou a inflação e apreciou a taxa de câmbio. O segundo período (1982 a 1988) foi marcado pela moratória da dívida mexicana. Após acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI) o governo implementou um programa de ajuste econômico que levou a uma à redução dos desequilíbrios, redução da inflação e ao crescimento do PIB real. Todavia, adversidades tanto internas como externas levaram a um aumento da vulnerabilidade financeira do país. O terceiro período (1989 a 1994) foi marcado pela implementação de um programa de estabilização baseado no câmbio, vendas de ativos estatais e liberalização comercial. Os resultados foram queda na inflação, aumento de renda *per capita* e um ingresso de capital estrangeiro pronunciado. Essa situação, acrescida de aumento de crédito, exerceu uma pressão sobre a demanda agregada e, com isso, trouxe um desequilíbrio na balança comercial do país. A economia mexicana se instabilizou, e o temor de nova moratória gerou a crise de 1994. O período seguinte (1994 a 1999) foi marcado pela implementação de um programa de ajuste novamente monitorado pelo FMI, quando o câmbio passou a ser flutuante e acompanhado de um endurecimento da política monetária e fiscal, além de uma restrição ao aumento rápido da renda. Essas medidas lograram o efeito de estabilizar a economia mexicana que já em 1996 voltou a crescer à taxa de 5,0% ao ano.

Os quatro períodos apresentam quatro fontes para as flutuações: a primeira a ação de governos autocráticos que a pretexto de se manterem no governo, adotam políticas de curto prazo em detrimento de benefícios de longo prazo. Nesse caso, a fonte da ciclicidade é endógena ao ambiente econômico. A causa seguinte das flutuações refere-se à adoção de um plano de estabilização baseado no câmbio, e essa situação leva a um *boom* de consumo, a uma sobrevalorização cambial, seguidos de um desequilíbrio na balança comercial. Isso abre caminho para um ataque especulativo e a perda de reservas cambiais. A terceira possível causa de flutuação reside na assimetria de informação, que levaria os agentes econômicos a tomarem decisões equivocadas e com isso desequilibrar a situação sistêmica da economia mexicana. Por fim, a quarta causa estaria relacionada à própria instabilidade da economia americana, que causaria perturbações na economia mexicana. Os resultados de Santos (2002), para o período de 1972 a 1999 indica que o país passou por recessões mais pronunciadas que as expansões. Todavia, as recessões apresentam períodos mais curtos que as expansões. A economia mexicana se moveu de uma expansão para uma recessão nos anos de 1982, 1985-

1986 e 1994. Já o movimento oposto de recessão para expansão ocorreu nos anos de 1983, 1986 e 1995. De acordo com o autor, a cronologia dos eventos corresponde a outros trabalhos na área.

É bem verdade que o México, ao longo dos anos de 1994-1995, teve que implementar uma sólida e consistente reestruturação macroeconômica, que logrou o efeito de provocar uma redução da volatilidade dos ciclos. Sosa (2008). Nesse contexto de estabilidade induzida, a importância dos choques relacionados ao setor externo ganham relevância na explicação das flutuações internas. A pauta de exportações mexicana, ao longo dos últimos 30 anos, vinha se reduzindo, e o valor dos termos de troca não era favorável ao lado mexicano. Todavia, com o surgimento do Nafta, a corrente de comércio entre os Estados Unidos e o México passa de 90 bilhões de dólares em 1993 para 365 bilhões em 2007. Temos, então, que os Estados Unidos são seguramente o maior parceiro comercial do México, que destina mais de 80,0% de suas exportações ao mercado norteamericano; de outra parte, a maior fatia de importações são de produtos norteamericanos.

O trabalho de Sosa (2008) revelou que os choques de demanda nos Estados Unidos são um importante fator de perturbação da volatilidade dos ciclos econômicos mexicanos, sendo que no período pós-Nafta, esse foi responsável por 35,0% das flutuações. Um aumento da produção industrial nos EUA provou uma elevação da produção mexicana, com efeito estimado de 6 trimestres. O crescimento de 1 ponto da produção industrial norte-americana alavanca o crescimento mexicano em 0,90. Destaca-se que a produção mexicana de exportação não está voltada para bens finais, mas para bens intermediários, que serão agregados aos produtos nos Estados Unidos. Essa é uma das razões apontadas por Sosa (2008) e, por isso, as variações observadas na produção industrial americana é uma das variáveis determinantes das flutuações na produção mexicana. A influência da economia norteamericana sobre a economia mexicana se intensificou no período pós-Nafta, em grande medida refletindo uma maior integração comercial. O México, após ter sido forçado a um ajuste positivo em seus alicerces macroeconômicos, abandonou a trajetória errante das economias sul-americanas dos anos 1980. Cabe evidenciar que o modelo exportador mexicano apresenta uma característica de não instabilizar o saldo na balança comercial entre ambos os países nem a favor de um ou outro. De outra parte, a peculiaridade com que as flutuações se propagam dentro da economia mexicana é outro fator interessante. O setor de serviços mexicano, mesmo não sendo diretamente ligado ao movimento das exportações, demonstrou ser influenciado pela evolução da economia norteamericana, indicando, assim, a

existência de um fator irradiante das exportações sobre todo o conjunto da economia mexicana.

Os ciclos econômicos apresentam características distintas entre países ou grupos de países em razão das diferenças nos fundamentos econômicos e estruturais. A impressão de que os países da América Latina apresentam todos a mesma característica e, portanto, apresentariam um comportamento semelhante, não se justifica. Cada país possui um conjunto de peculiaridades, que os distingue dos demais, que moldam estruturas diferentes e interagem de forma diversa no processo cíclico. De acordo com Correa (2003) e Correa e Hillbrecht (2004), as economias brasileira e argentina demonstram significativas diferenças em seu processo de desenvolvimento. De um lado, a economia brasileira apresenta taxas de crescimento pronunciadas nos regimes de expansão, em especial, nos regimes de crescimento acelerado. De outro, a economia argentina apresenta um comportamento mais moderado no regime expansivo, com fases recessivas mais agudas. Já Chauvet e Morais (2008) estudaram a possibilidade de alterações na estrutura produtiva da economia entre os ciclos econômicos, levando em consideração não somente os parâmetros de volatilidade dos ciclos, mas também a avaliação do impacto do ciclo sobre as probabilidades de permanência no estado.

Os ciclos econômicos manifestam-se de forma comum a todas as economias, nesse estudo iremos apresentar a discussão sobre a Argentina e o Brasil, no capítulo quatro junto com os resultados dos modelos bi-variados. A razão reside no fato que o leitor poderá observar concomitantemente aos resultados do modelo a história econômica recente desses países.

3 O MODELO DE MUDANÇA DE REGIME COM VETORES AUTORREGRESSIVOS¹³

O presente capítulo deste trabalho de pesquisa objetiva apresentar os fundamentos do modelo de Mudança de Regime Markoviano Multivariado (MS-VAR), conforme os trabalhos de Hamilton (1989), Krolzig (1996, 1997a, 1997b; 1998), Correa (2003), Morais (2003) e Correa e Hillbrecht (2004).

3.1 A metodologia MS-VAR: uma revisão teórica

A sistematização do estudo dos ciclos econômicos contribuiu para que esse se tornasse tanto um trabalho de observação dos efeitos das flutuações sobre as variáveis econômicas, como de mensuração, análise e previsão. Após os trabalhos de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993) e de Hamilton (1989, 1991, 1994, 1996), o volume de pesquisas sobre ciclos econômicos aumentou de forma consistente. Em particular, o interesse em se utilizar essa metodologia, em várias áreas da economia, tem crescido seja para trabalhar com modelos univariados, em que é estudado o comportamento de uma única variável ou naqueles que consideram mais de uma variável, também conhecidos como multivariados.

No segundo caso, a partir da metodologia de mudança de regime, Hamilton (1989) estuda a mudança de taxa de crescimento do PIB dos Estados Unidos. Destaca-se, também, o trabalho que investiga a mudança de regime em Hamilton et al. (1994), Kim et al. (1996), Kalimipalli et al. (2001) e Morais et al. (2002) para séries de dados da economia brasileira. De um lado, quando os modelos de mudança de regime forem construídos com mais de uma variável, as equações de um vetor autorregressivo (VAR) ou de um mecanismo de correção de erros (VEC) passam a conter um componente não observável que é comum a todas as séries.¹⁴

Uma peculiaridade do estudo de séries temporais com mudança de regime reside na determinação do número de estados que o modelo deverá considerar. Nesse caso, os testes visarão verificar a ausência de mudança de regime, hipótese nula, o que dificulta a formulação

¹³ A literatura internacional identifica como *Markov Switching Vectors Autoregressions (MS-VAR)*.

¹⁴ Para obter maiores detalhes em relação à aplicação do modelo multivariado, veja-se Krolzig (1997b), que estima tanto os modelos VAR quanto VEC, Krolzig et al (2000) para o mercado de trabalho do Reino Unido Kim e Nelson (2000), que demonstrou a aplicação em problemas macroeconômicos através de um modelo de espaço-estado.

de testes de hipóteses contra uma hipótese alternativa, que irá considerar um ou mais estados. Todavia, a dificuldade aqui é que alguns parâmetros são desconhecidos e, assim, não são considerados sob a hipótese nula. Os trabalhos de Hansen (1992) e Garcia (1998) discutem métodos de como o número de regimes pode ser testado na presença de parâmetros não identificados.¹⁵ Em virtude de estimativas dos modelos markovianos serem dadas através da maximização da função de verossimilhança, os resultados obtidos passam a ser sensíveis aos diferentes valores iniciais. Assim, em função das peculiaridades dos dados, o resultado pode apontar para diversos valores ótimos para a função.¹⁶

3.1.1 Testes e especificações

O emprego dos modelos VAR lineares ganhou notoriedade e passou a ser utilizado em uma série de trabalhos depois que Sims (1980) publicou sua crítica à modelagem macroeconômica, pela não utilização de variáveis dependentes defasadas e porque não se considerava a relação de causalidade entre as mesmas.¹⁷

Em sua formulação básica, o modelo VAR considera as variáveis de maneira simétrica sem considerar a premissa de dependência em relação à independência das mesmas. Todavia, em relação ao instrumental de análise do VAR, os mesmos tornam-se úteis para a formulação de modelos econômicos com uma melhor estrutura.¹⁸

No modelo VAR fundamental, o vetor de dimensão k , $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ é gerado por um processo de ordem p da forma:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

com $t = 1, \dots, T$, sendo que A_0 é um vetor de k interceptos, A_i são matrizes $[k \times k]$ de k^2 coeficientes cada uma (o que significa que devem ser estimados $k + pk^2$ termos) e, por fim,

¹⁵ Para obter maiores detalhes, sobre como verificar a mudança de regime a partir de uma função de densidade de Kernel, veja-se o trabalho de Bianchi (1995).

¹⁶ De acordo com veja-se Goodwin (1993), devido à importância dessa característica, o processo de estimação dos modelos de mudança de regime markoviano é aqui abordado de forma detalhada, e são descritos tanto o algoritmo desenvolvido por Hamilton (1989, 1990) quanto o de Kim (1994).

¹⁷ Entre os fatores indutores das formulações de modelos VAR há: a flexibilidade com que se constroem modelos macroeconômicos, que retratem com eficiência tanto o comportamento de curto como de longo prazo das variáveis e sua inter-relação.

¹⁸ As técnicas para esse estudo são causalidade de Granger, exogeneidade, análise de impulso-resposta e decomposição de variância.

$\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma)$ onde $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ é a matriz de variância-covariância que é independente do tempo, positiva-definida e não-singular. Surgem, então, dois instrumentos de análise para verificar o comportamento e a relação entre as variáveis, a função de resposta de impulso e a decomposição da variância do erro de previsão.

Na função de resposta de impulso, conforme descreveu Morais (2003), a equação (3.1) pode também tomar a forma de um vetor de médias móveis (VMA), onde as variáveis são expressas em termos dos valores passados e correntes dos choques. A título de ilustração e para simplificar a análise, avalia-se a existência de apenas uma defasagem no VAR, ou seja, $y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$. Fazendo de forma recursiva em $t-1$ para y_t , obtém-se:

$$y_t = A_0 + A_1(A_0 + A_1 y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t$$

ou, ainda,

$$y_t = (I + A_1)A_0 + A_1^2 y_{t-2} + A_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Substituindo agora $y_{t-2} = A_0 + A_1 y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}$, tem-se:

$$y_t = (I + A_1 + A_1^2)A_0 + A_1^3 y_{t-3} + A_1^2 \varepsilon_{t-2} + A_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

e, após fazer n iterações, tem-se:

$$y_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i \varepsilon_{t-i} + A_1^{n+1} y_{t-(n+1)} \quad (3.2)$$

Com $\lim_{n \rightarrow \infty} A_1^{n+1} y_{t-(n+1)} = 0$ e supondo a condição de estabilidade, então $y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \varepsilon_{t-i}$,

de onde é possível obter a função resposta de impulso, ou seja, como o modelo irá responder a choques, a partir da manipulação do termo $\sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \varepsilon_{t-i}$, processo esse que é denominado ortogonalização.

O processo de ortogonalização corresponde ao meio de seleção de uma entre muitas possíveis funções de impulso que podem ser obtidas. Tem-se, então, que considerar a hipótese que um choque no sistema deve ser ortogonal.¹⁹

De outra parte, um dos problemas do modelo VAR se encontra na identificação de sua estrutura. Embora o método de *Cholesk* forneça um conjunto de hipóteses que auxiliem na determinação do modelo, em alguns casos, torna-se necessária a imposição de uma restrição

¹⁹ Para uma análise da ortogonalização para a obtenção de uma resposta instantânea de uma variável a outros choques, consultar Sims (1980). Blanchard e Quah (1988) sugerem um caminho alternativo para obter uma identificação estrutural a partir da decomposição das respostas de longo prazo de uma variável a outros choques em componentes permanentes e temporários.

que avalie o impacto de uma variável sobre as demais. Para tanto, uma alternativa viável é a que considera as relações econômicas entre as variáveis.

A outra técnica de análise para estudar as relações entre as variáveis, no modelo VAR, é a decomposição da variância de erro de previsão. Essa avalia se, proporcionalmente, os movimentos nas variáveis são o resultado dos próprios choques ou se os mesmos são derivados do choque de outra variável. Com a aplicação dessa técnica, é possível identificar se a variável é exógena ou endógena ao modelo, em função de sua resposta ao choque. Tem-se, então, que a decomposição da variância do erro de previsão passa a ser uma medida de relação econômica interessante na definição da estrutura do modelo VAR.

A outra maneira de observar as relações entre as variáveis é através da causalidade de Granger. Morais (2003) salienta, todavia, com esse método não é possível obter a magnitude do impacto. Isso implica que, se uma variável não responder ao choque em outra, equivaleria afirmar que uma não “causa” a outra. Destaca-se que a causalidade em série temporal não se reporta ao fato de preceder o efeito. Assim, por definição, tem-se que uma variável x_t causa y_t se x_t ajuda na previsão de y_t , dado o passado de y_t . No caso das médias móveis, significaria dizer que se y_t não causa x_t , logo x é uma função somente de seus choques, e não responde a choques em y . Em termos de sistema, o teste com maior aplicabilidade para verificar a existência de causalidade é o teste F nos parâmetros do modelo.

Os modelos VAR foram desenvolvidos para suportar um número expressivo de variáveis e *lags*, desde que as mesmas apresentem uma coerência metodológica ao modelo e que existam graus de liberdade. Todavia, com o objetivo de preservar a simetria do sistema, o número de *lags* deverá ser o mesmo para todas as equações do sistema. Já nos casos em que o modelo VAR não é restrito, o um número grande de parâmetros pode levar à obtenção de estimadores imprecisos, razão pela qual é aconselhada a imposição de restrições para aumentar a precisão da estimativa.

Em razão dessa premissa, alguns critérios estatísticos são sugeridos para se determinar o número de defasagens para cada variável. O modelo VAR poderá começar a ser calculado com a maior quantidade possível de *lags*, também chamado modelo não-restrito, obtendo-se, assim, a matriz de variância-covariância dos resíduos Σ_u . Após, será estimado o modelo restrito, com um número menor de *lags* e encontrada a matriz Σ_r . Assim, usa-se o teste de razão de verossimilhança²⁰ para verificar se a restrição imposta ao sistema será ou não aceita.

²⁰ Esse teste é da forma $(T - c)(\log |\Sigma_r| - \log |\Sigma_u|) \sim \chi^2_{(c)}$ onde T é o número de observações, e c , o número de parâmetros do modelo não-restrito.

Esse procedimento deve ser repetido até ser encontrado o número de *lags* ideal para o VAR. Já, de outra parte, a quantidade inicial de *lags* poderá, também, ser determinada com base em um argumento teórico ou a partir dos critérios de comparação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn.

3.1.2 Estacionaridade e cointegração

Em muitos casos, as variáveis macroeconômicas apresentam componentes estocásticos, ou seja, são gerados por choques permanentes. Para obter maiores detalhes, conferir Nelson e Plosser (1982). Se a série apresentar esse comportamento, os modelos, tanto univariados como multivariados, podem conduzir a erros de especificação. Em razão dessa situação, uma solução para eliminar a não estacionaridade das séries residiria na sua diferenciação até que as mesmas se tornem estacionárias. Em muitos casos, a maioria das séries macroeconômicas necessita de apenas uma diferença para que as mesmas se tornem estacionárias. Após a diferenciação, elas passam a ser integradas de ordem zero, $\Delta y \sim I(0)$. Assim, y possui uma tendência estocástica em nível que é eliminada quando se analisa a série em diferenças.

A verificação da ordem de integração pode ser feita em diferentes frequências. Os testes mais comuns, para verificar a presença de raiz unitária na frequência zero, de acordo com Morais (2003), são os de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller aumentado. Hylleberg, et al. (1990) formalizaram um teste para a frequência *sazonal* através da verificação da existência de raiz unitária sazonal, e Perron (1997) propôs três métodos que podem ser utilizados em três diferentes modelos para verificar se as séries possuem raiz unitária, mesmo estando essas em presença de quebra estrutural.

Por outro lado, mesmo com a existência de raiz unitária em um conjunto de séries de tempo, é possível que se tenha uma combinação linear entre elas que seja estacionária. Esse é o princípio da cointegração. A principal característica de variáveis cointegradas se encontra no fato da sua trajetória no tempo ser influenciada pelo desvio do equilíbrio de longo prazo, que, por sua vez, influencia a resposta das variáveis de curto prazo que promovem novamente o equilíbrio do sistema.²¹ Para tanto, é necessário que ocorra uma relação dinâmica entre as

²¹ O conceito de cointegração é discutido extensivamente em Engle e Granger (1991).

variáveis no curto prazo e que possam ser afetadas por choques transitórios. Já no longo prazo, a influência dos choques se dá de maneira permanente.

De maneira formal, Morais (2003) apresentou a premissa de que, seja o vetor de coeficientes $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)$ e o vetor de variáveis $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$. O equilíbrio de longo prazo desse sistema irá ocorrer quando $\beta y_t = 0$, onde o seu desvio é dado por $\varepsilon = \beta y_t$. Vale ressaltar que os componentes do vetor y_t são cointegrados de ordem d, b , $y_t \sim Cl(d, b)$ se $y_{it} \sim I(d) \quad \forall i=1, \dots, n$ em y_t e se existe um vetor β tal que a combinação linear $\beta y_t = \beta_1 y_{1t} + \dots + \beta_n y_{nt} \sim I(d-b)$, com $b > 0$. Esse vetor β é chamado vetor de cointegração e, para os n componentes de y_t , podem existir, no máximo, $n-1$ vetores de cointegração linearmente independentes.

Uma peculiaridade das variáveis cointegradas se encontra na sua trajetória ao longo do tempo, porque passa a ser influenciada pela extensão do desvio do equilíbrio de longo prazo. Essa dinâmica ficou conhecida como modelo de correção de erros.

O modelo de correção de erros pressupõe que as dinâmicas de curto prazo das variáveis do sistema são influenciadas pelo desvio do equilíbrio. Portanto, pelo teorema da representação de Granger, existe uma relação entre esse modelo e o fato de as variáveis serem cointegradas, uma vez que, em um conjunto de variáveis $I(1)$, o termo cointegração e correção de erros são representações equivalentes. De outra parte, a existência de cointegração pode ser verificada de duas formas: a primeira, a partir da análise dos resíduos obtidos da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis,²² e a segunda forma se encontra em estimar um VAR em primeira diferença, quando $y_{it} \sim I(1)$, adicionado de quantas defasagens forem necessárias de forma a produzir resíduos gaussianos.

Enquanto a primeira abordagem é relacionada ao método de Engle-Granger, com as estimativas feitas em duas etapas e encontrando-se apenas um vetor de cointegração, a segunda está relacionada ao método de Johansen. Todavia, na primeira abordagem, o processo é feito em duas etapas, o que aumenta as possibilidades de erro além do que, à medida que se utiliza um maior número de variáveis, também se aumenta o número de possíveis vetores de cointegração. Já na segunda abordagem, esses problemas são resolvidos, à medida que o

²² Se ocorrer que o vetor $y_{it} \sim I(d) \quad \forall i=1, \dots, n$ em y_t , em que as variáveis são cointegradas, então existe uma representação da forma de correção de erro que relaciona essas variáveis e vice-versa. Ver Engle e Granger.(1987) e Engle e Issler.(1993).

processo para encontrar os vetores é feito por máxima verossimilhança, permitindo que sejam encontrados múltiplos vetores de cointegração.

Morais (2003) apresentou que, de forma geral, do VAR básico da equação (3.1):

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

pode ser subtraído y_{t-1} de cada lado, de tal forma a se obter o vetor de correção de erros (VEC). Esse é representado por:

$$\Delta y_t = \pi_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

onde π_0 é um vetor ($k \times 1$) de interceptos,²³ π_i , uma matriz de coeficientes ($k \times k$), α é uma matriz de coeficientes de longo prazo com elementos α_{jk} tal que um ou mais $\alpha_{jk} \neq 0$, e ε_t é um vetor ($k \times 1$) de resíduos.²⁴

Devido ao fato de que $\Delta y_t \sim I(0)$ pela hipótese de que $y_t \sim I(1)$, o termo αy_{t-1} é o único que contém variáveis $I(1)$. Assim, o termo αy_{t-1} é a parte de longo prazo, enquanto π_i possui parâmetros de curto prazo. Como pôde ser visto, estimar (3.3) sem o termo αy_{t-1} , eliminaria a parte de correção de erros do modelo.

A determinação do posto de π é crucial para caracterizar a cointegração. Se $\pi = 0$, então cada elemento de π é igual a zero, e não existe combinação linear de y_{t-1} que seja estacionária. Dessa forma, a estimativa de (3.3) é apenas um VAR em primeira diferença.

Se $\pi = k$, ou seja, se a matriz tem posto completo, então tem-se k restrições de longo prazo no sistema, e todas as variáveis são estacionárias podendo ser estimado, um VAR em nível. O caso intermediário é dado quando $\pi = r$, quando se tem, então, r vetores de cointegração e o posto de π é determinado pelas suas raízes características que diferem de zero. Nesse caso, o VAR em nível é consistente, mas ineficiente, e o VAR em diferenças possui erro de especificação. Dessa maneira, deve ser especificado um mecanismo de correção de erros. Vale ressaltar que dois testes estatísticos são feitos para verificar as raízes características dessa matriz, o $\lambda_{\text{traço}}$ e o λ_{max} .

²³ A inclusão do termo constante é para permitir uma tendência linear no tempo, no processo gerador de dados e deve ser incluído se as variáveis exibem uma tendência pronunciada de aumentar ou decair ao longo do tempo.

²⁴ Componentes sazonais comuns também podem ser introduzidos na análise de cointegração. Para tanto Harvey (1996).

Portanto, como pode ser visto, nos casos em que se tem posto completo ou zero da matriz π^{\wedge} , basta estimar um VAR em nível e em primeira diferença. Mas, na presença de cointegração, deve-se usar um VAR com correção de erros.

Por fim, descreve-se que, *a priori*, seria necessário conhecer o vetor de cointegração para estimar esse VAR. Todavia, com o desconhecimento desse vetor, surge a dificuldade na análise; em contrapartida, a formulação de correção de erros tem a vantagem de tratar as variáveis de forma simétrica.

3.2 A instabilidade nos parâmetros

Embora a formulação de um modelo VAR seja simples e com bons resultados, obtidos nas aplicações no estudo dos ciclos econômicos e nas análises de crescimento, existem fatos contraditórios na sua utilização. Quando uma série de tempo estiver sujeita a uma quebra estrutural, essa pode ocorrer tanto no coeficiente das variáveis e no intercepto, quanto na variância, e os parâmetros do modelo, que eram estáticos, tornam-se variáveis no tempo, razão pela qual infringem-se as hipóteses de estacionaridade e de normalidade. Essa instabilidade do modelo é, algumas vezes, definida como uma mudança na equação de regressão entre um período amostral e outro.

Os estudos para corrigir essa situação, de acordo com Morais (2003), produziram inúmeros testes, todavia os mesmos podem ser caracterizados em dois tipos: o primeiro é um teste para identificar a estabilidade dos parâmetros cujas datas são separadas por subperíodos, tal como proposto por Chow (1960). Nesse caso, deve-se fazer uma dedução sobre qual é o momento da quebra estrutural, o que não parece ser lógico quando o pesquisador tiver pouca informação sobre as datas em que ocorreu mudança nos parâmetros. Já o segundo tipo de identificação de quebra estrutural é assinalado de forma distinta cuja data da mudança estrutural é um parâmetro desconhecido. O trabalho pioneiro nessa área é o de Quandt (1958, 1960), que considera modelos onde se tem uma mudança na série de dados no qual seu ponto é desconhecido, ao passo que Quandt (1972) e Goldfeld et al. (1973) consideram a possibilidade de ocorrência de mais de uma quebra estrutural.²⁵

O segundo tipo de identificação de quebra estrutural apresenta vantagem sobre o primeiro, porque a determinação do momento da quebra estrutural é endógeno. Tal

²⁵ Recentemente, Andrews(1993) desenvolveu um teste cujo o ponto de mudança é desconhecido.

característica é semelhante ao modelo de Hamilton (1989), o qual pode ser visto como uma extensão do modelo de Goldfeld et al. (1973). Em razão dessa peculiaridade, nos últimos anos, cresceu o interesse nas modelagens não lineares de séries de tempo econômicas, em especial nos modelos de mudança de regime markoviano. Porém, ressaltasse que não existe uma teoria que sugere uma abordagem única para esses modelos.²⁶

De acordo com Krolzig (1998), a formulação básica do modelo MS-VAR pode evoluir para casos mais específicos, com várias combinações de parâmetros que dependam da mudança do regime. Pode-se partir de um modelo ao qual apenas a média seja dependente de regime (MSM), ou com o termo em intercepto, que seria diferente da média, nesse caso conhecida como MSI. Para ilustrar essas combinações, o quadro 2, apresenta as possíveis combinações com os termos auto regressivos e variância dependente ou não do regime.

		MSM		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-MVAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MAS-VAR
	Σ variante	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

Quadro 2: Possíveis Especificações do modelo MS-VAR

Fonte: Krolzig (1998).

- M Mudança markoviana na média;
- A Mudança markoviana nos parâmetros autorregressivos;
- I Mudança markoviana no termo de intercepto;
- H Mudança markoviana para a heteoscedasticidade.

3.3 Mudança de regime markoviano

Na formulação de um modelo de regressão que não tem mudança de regime, $y_t = x_t \beta + \varepsilon_t$ com $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$, os parâmetros β e σ^2 podem ser estimados a partir da

²⁶ Basicamente, existem quatro tipos de modelo de mudança de regime. São eles: (1) mudança estrutural e de *switching regression*; (2) modelos *threshold*, que são conhecidos como TAR e SETAR (*self-exciting threshold autoregressive model*); (3) modelos autorregressivos de transição alisada, STAR (*smooth transition autoregressive model*); e (4) modelos com mudança de regime markoviano. O objetivo do presente estudo são os modelos com mudança de regime markoviano. Uma discussão mais aprofundada sobre o tema pode ser consultada em Morais (2003). Para os modelos SETAR, Tong (1983, 1990), Tsay (1989) e Potter (1995). E para os modelo ESTAR, Granger e Teräsvirta (1993), Dijk (1999) para uma análise mais detalhada desses modelos, Teräsvirta et al. (1992) para uma aplicação à taxa de crescimento trimestral da produção industrial nos EUA, e Tsay (1998) para uma análise do modelo STAR multivariado.

maximização da função de verossimilhança, $\ln(L) = \sum_{t=1}^T \ln[f(y_t)]$, onde $f(\cdot)$ é uma função de densidade.²⁷

Por outro lado, se existir uma quebra estrutural nos parâmetros, então tem-se que: $y_t = x_t \beta_{s_t} + \varepsilon_t$, onde $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_{s_t}^2)$, com $s_t=1,2$ e se supõe conhecer *a priori* as datas dessa quebra. Nesse caso, a função *log* da verossimilhança²⁸ passa a ser dada por $\ln L = \sum_{t=1}^T \ln[f(y_t / s_t)]$, e os parâmetros a serem estimados são $\beta_0, \beta_1, \sigma_0^2$ e σ_1^2 .

Todavia, se a variável de estado s_t for desconhecida, então o processo de estimação torna-se mais complexo, já que os fatores de peso para cada regime da função de densidade marginal, que são dados por $P(s_t = 1 / \psi_{t-1})$ e $P(s_t = 2 / \psi_{t-1})$, não são conhecidos. Em razão dessa situação, para que seja estimada a função de densidade, faz-se necessária uma hipótese sobre o comportamento estocástico de s_t que pode ser independente de seus valores passados. O caso mais interessante é quando s_t depende de seu passado $s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_{t-k}$, sendo esse denominado um processo de mudança markoviana²⁹ de ordem k .

O regime markoviano é um processo estocástico clássico no qual a variável aleatória X_t possui uma relação de dependência particular no tempo. O que irá caracterizar esse processo como discreto ou contínuo são os estados s_t nos quais a variável pode ser encontrada. De acordo com Morais (2003), no primeiro caso, tem-se que $s = (1,2,3,\dots)$ e, no segundo, caso que $s = (-\infty, \infty)$. Se um processo de Markov tem um número finito ou numerável de estados, então ele é denominado cadeia de Markov.

A característica especial do modelo markoviano é a hipótese de que a realização do regime $s_t \in \{1, \dots, k\}$ não-observado é determinado por um processo estocástico markoviano no estado discreto e tempo discreto, que é definido pelas probabilidades de transição.

A probabilidade de X_{t+1} estar no estado j no momento $t+1$ dado que X_t está no estado i no momento t , denominada probabilidade de transição de um passo, é representada por:

$$P_{ij}^{t,t+1} = \Pr\{X_{t+1} = j / X_t = i\}.$$

²⁷ No caso de uma distribuição normal tem-se $f(y_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta)^2}{2\sigma^2}\right)$.

²⁸ Assim, para o caso de uma distribuição normal tem-se $f(y_t / s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right)$.

²⁹ Ver Kim e Nelson.(2000).

Como pôde ser observada, a probabilidade de transição $P_{ij}^{t,t+1}$ é não apenas função do estado, mas também do tempo de transição. De outra parte, se $P_{ij}^{t,t+1}$ for independente do tempo, então o processo de Markov tem uma probabilidade de transição estacionária, e $P_{ij}^{t,t+1} = P_{ij}$.

Como podem existir k estados, as probabilidades de transição entre esses estados podem ser representadas através de uma matriz de probabilidade de transição $P = [p_{ij}] \in M(k \times k)$ tal como:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{k1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{1k} & p_{2k} & \cdots & p_{kk} \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

onde: $\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1$ para $i=1,2,\dots,k$, $p_{ij} \geq 0$ para $i,j=1,2,\dots,k$, e o vetor de probabilidade de transição de Markov é dado por $P = (P_{11}, \dots, P_{kk})'$, $(k^2 \times 1)$.

Como exemplo, considere a forma reduzida com apenas dois estados. Dessa maneira, $s_t \in \{1,2\}$ e, então, (3.4) será dada por:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

ou seja, uma cadeia de Markov de primeira ordem, que representa a transição entre os dois estados e que também pode ser vista como

$$\begin{aligned} p(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) &= p_{11} & p(s_t = 1 / s_{t-1} = 2) &= p_{21} \\ p(s_t = 2 / s_{t-1} = 1) &= p_{12} & p(s_t = 2 / s_{t-1} = 2) &= p_{22} \end{aligned} \quad (3.6)$$

A partir do conhecimento dos valores em (3.6), é possível calcular o tempo de duração³⁰ em cada regime com $\frac{1}{1 - p_{ii}}$. Cabe chamar a atenção para o fato de que a duração em cada regime pode diferir entre si. Entretanto, com a hipótese de que a matriz de probabilidade

³⁰ Seja D o tempo de duração do estado j . Então, $P(D=1)=1-P_{jj}$, $P(D=2)=P_{jj}(1-P_{jj})$, $P(D=3)=P_{jj}^2(1-P_{jj})$ e, assim, sucessivamente. Assim, a duração esperada do regime j é dada por $E(D)=\sum_{j=1}^{\infty} jP(D=j)=1(1-P_{jj})+2(1-P_{jj})+3P_{jj}^2(1-P_{jj})+\dots$ e, portanto, $E(D)=\frac{1}{1-P_{jj}}$. Veja-se Kim e Nelson (2000).

de transição é fixa, a duração dos regimes será constante no tempo. Assim, a duração condicional esperada não varia com o ciclo.³¹

É interessante enfatizar que é assumido que o processo de Markov seja ergódico, hipótese que irá garantir a convergência dos regimes para uma distribuição de probabilidade não condicional $\bar{\xi} = (\bar{\xi}_1, \dots, \bar{\xi}_k)$, ou seja, a cadeia de Markov ergódica é um processo covariante-estacionário. Considere uma cadeia de Markov de dois estados, como em (3.5). Assim, a probabilidade do regime não condicional é dada por:

$$\bar{\xi}_1 = \frac{1 - p_{22}}{(1 - p_{22}) + (1 - p_{11})} \quad \bar{\xi}_2 = \frac{1 - p_{11}}{(1 - p_{22}) + (1 - p_{11})},$$

e os autovalores da matriz de transição P em (3.4) são encontrados a partir da solução de $|p - \lambda I| = 0$. Por exemplo, para uma cadeia de Markov de dois estados, os autovalores satisfazem:

$$\begin{vmatrix} p_{11} - \lambda & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} - \lambda \end{vmatrix} = 0$$

ou seja, $\lambda_1 = 1$ e $\lambda_2 = -1 + p_{11} + p_{22}$. Assim, uma cadeia de Markov é dita ergódica se exatamente um dos autovalores da matriz de transição P é unitário, e se todos os outros autovalores estão dentro do círculo unitário. No caso³² de (3.5), $\lambda_1 = 1$ e $0 < p_{11} + p_{22} < 2$.

Teorema Forte da Ergodicidade.

Seja $\{x_n : 0, 1, 2, \dots\}$ um processo estritamente estacionário possuindo média finita $m = E(x_n)$.

Seja, também, $\bar{x}_n = \frac{1}{n}(x_0 + x_1 + \dots + x_{n-1})$ a média amostral no tempo. Então, com probabilidade 1, a sequência $\{x_n\}$ converge para uma variável aleatória no limite, denotada por \bar{x} , ou seja, $\Pr\{\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{x}_n = \bar{x}\} = 1$. Conforme Karlin *et al.* (1975).

Morais (2003) explicou que, além da convergência da probabilidade não condicional, outra propriedade da cadeia de Markov é a redutibilidade. Uma cadeia de Markov de k estados é redutível se possuir algum estado que seja absorvente, ou seja, se, em (3.4) P é uma matriz triangular superior, então é dito que essa matriz de transição é redutível. Por outro

³¹ Para uma discussão sobre probabilidade de mudança de regime variante no tempo, consultar Diebold *et al.* (1994), Filardo (1994) e Filardo *et al.* (1998).

³² Para obter maiores detalhes sobre essas características, consultar Karlin *et al.* (1975) e Hamilton *et al.* (1994).

lado, se todos os regimes têm uma probabilidade não condicional positiva, então o processo é chamado irreduzível. A título de ilustração, considere novamente o caso de uma matriz de dois estados tal como em (3.5). Dessa forma, P é denominada irreduzível e ergódica se $p_{11} < 1$, $p_{22} < 1$ e $p_{11} + p_{22} > 0$.

Vale observar que, para cada autovalor da matriz de transição P , existirá um autovetor correspondente. No caso mais simples, em que $k=2$, o autovetor associado a λ_1 é dado por:

$$\pi = \begin{bmatrix} \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} \\ \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}} \end{bmatrix},$$

enquanto o autovetor associado a λ_2 é dado por $[-1 \quad 1]^T$.

Desse modo, a partir desses autovalores e autovetores, é possível determinar a matriz de probabilidade de transição t períodos à frente, P^t . Considere-se novamente o caso de dois estados. Dessa forma, tem-se que:

$$P^m = \begin{bmatrix} \frac{1 - p_{22} + \lambda_2^t(1 - p_{11})}{2 - p_{11} - p_{22}} & \frac{1 - p_{22} - \lambda_2^t(1 - p_{22})}{2 - p_{11} - p_{22}} \\ \frac{1 - p_{11} - \lambda_2^t(1 - p_{11})}{2 - p_{11} - p_{22}} & \frac{1 - p_{11} + \lambda_2^t(1 - p_{22})}{2 - p_{11} - p_{22}} \end{bmatrix} \quad (3.7)$$

ou seja, se em $t=1$ o processo estava no estado 1, à probabilidade de que t períodos à frente ele esteja no estado 2, será dada por P_{12}^t em (3.7).

Aqui cabe lembrar que, nos modelos de mudança de regime markoviano, presume-se o conhecimento da variável, todavia não dos estados. Como esclarecimento, seja o vetor de observações $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$, $\{y \in \mathfrak{R}^n\}$ $t = 1, \dots, T$ e os diferentes estados não observados em que a variável pode se encontrar dado por $s_t \in \{1, \dots, k\}$.

Supondo uma função de distribuição para a variável y_t :

$$f(y_t / s_t = j; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{\frac{-(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad j=1,2,\dots,k, \quad (3.8)$$

então tem-se que $y_t \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ se o processo está no regime um; $y_t \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ se o processo está no regime dois, e assim sucessivamente até o regime k , cujo vetor de parâmetros do modelo é dado por $\theta = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_k^2)'$.

Com a utilização do teorema de Bayes, a função de distribuição de densidade conjunta de y_t e s_t , que é o produto das densidades marginal e condicional, será³³ $f(y_t, s_t = j / \theta) = f(y_t / s_t = j; \theta) f(s_t = j / \theta)$. Dessa forma, como existem k estados:

$$f(y_t / \theta) = \sum_{s_t=1}^k f(y_t, s_t = j / \theta)$$

$$f(y_t / \theta) = \sum_{s_t=1}^k f(y_t / s_t = j; \theta) f(s_t = j / \theta).$$

Integrando a variável s_t para fora da densidade conjunta e somando todos os possíveis valores de s_t temos:

$$f(y_t / \theta) = \frac{P\{s_t = j / \theta\}}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\}. \quad (3.9)$$

Como existem T observações, o \log da verossimilhança é dado por:

$$\ln(L) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t / \theta). \quad (3.10)$$

É importante ressaltar que essa equação descreve uma soma de distribuições que produz uma densidade que depende de $P(s_t = j; \theta)$, com $j=1,2,\dots,k$. Aqui a intenção é maximizar a função de verossimilhança dos dados observados $(y_T, y_{T-1}, \dots, y_1 / \rho, \theta)$ sendo que $\rho = (\rho_{11}, \dots, \rho_{kk})'$ e θ são os mesmos definidos acima. Isso é feito a partir da escolha dos parâmetros iniciais da população (ρ, θ) , ou seja, as probabilidades p_j , as médias μ_j e as variâncias σ_j^2 , supondo ainda a restrição $\sum_{j=1}^k P(s_t = j; \theta) = 1$.

Vale rememorar: uma vez que as equações que irão descrever os diferentes μ_j , σ_j^2 e p_j são não lineares, não existe uma solução analítica definida. Dessa forma, a alternativa existente é utilizar um algoritmo de iteração que permita que se encontre a estimativa de máxima verossimilhança.

Para o processo de iteração ser feito, é necessário que sejam fornecidos os valores iniciais do vetor de parâmetros $\theta^{(0)}$ ao modelo, conforme Morais (2003) descreveu. Em especial, é necessária a determinação de $P(s_0 / \psi_0)$. Nesse caso, pode ser utilizada a probabilidade não condicional, ou de *steady-state*, de s_t que, para uma matriz de transição de dois estados é dada por:

³³ Note que, para dois eventos A e B, a probabilidade conjunta de A e B ocorrerem ao mesmo tempo é dada por $P\{A \text{ e } B\} = P\{A/B\}P\{B\}$.

$$\pi_1 = P(s_0 = 1 / \psi_0) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{22} - p_{11}}$$

$$\pi_2 = P(s_0 = 2 / \psi_0) = \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{22} - p_{11}}$$

que são, os autovalores associados a λ_j . A convergência desse modelo ocorre quando a variação entre $\theta^{(m+1)}$, obtida na iteração $m+1$ e $\theta^{(m)}$, na iteração m , for menor do que um valor qualquer especificado, ou, então, quando a condição de primeira ordem para a máxima verossimilhança seja satisfeita dentro de algum intervalo de tolerância.

Assim, a estimativa de máxima verossimilhança é dada por $\hat{\theta}$, e é possível, a partir de então, fazer inferências sobre os regimes associados a cada observação y_t no tempo.

É interessante enfatizar que o método de estimativa de máxima verossimilhança possui ótimas propriedades assintóticas, todavia, como todo método, sob determinadas circunstâncias, não existe uma solução teórica para a equação de verossimilhança que foi definida. Assim, nesse caso, torna-se necessário recorrer a outra técnica de otimização numérica aplicada à verossimilhança. O objetivo aqui é obter os parâmetros do modelo, e uma das alternativas propostas por Hamilton (1990) ao uso do método de Newton-Raphson ou de David-Fletcher-Powell é o algoritmo EM (*expectation-maximization*), que foi introduzido inicialmente por Dempster et al (1977).³⁴

O algoritmo EM representa uma técnica iterativa destinada à estimação de máxima verossimilhança desenvolvida para uma variedade geral de modelos cuja série de tempo observada depende de alguma variável estocástica não-observada no presente caso, s_t . Sua aplicação em termos econométricos é feita a partir da definição de uma função de verossimilhança. Cada iteração desse algoritmo consiste de dois passos: expectativa (E) e maximização (M). Em primeiro lugar, são escolhidos os parâmetros desconhecidos do modelo, as médias e as variâncias para os diferentes estados, ou seja, o vetor θ , as probabilidades de transição de Markov $p = (p_{11}, \dots, p_{kk})'$ e a probabilidade de estado inicial de *steady-state* que é determinada por $P(s_0) = \pi_j$. A partir de então, e considerando o vetor de observações y_t , são estimadas as probabilidades iniciais $P(s_t, s_{t-1} / \theta) = P(s_t / s_{t-1})P(s_{t-1} / \theta)$.

³⁴ Um dos problemas que pode aparecer neste processo de maximização está relacionado ao fato de que como em $f(y_t / \theta)$ existe uma soma de distribuições, em várias aplicações podem ser encontrados máximos locais e não globais do log da verossimilhança. Assim, uma vez que a qualidade das estimativas iniciais pode influenciar fortemente o resultado final, é aconselhável que a maximização seja feita para diferentes valores iniciais do vetor θ . examinar Goodwin (1993).

O passo seguinte consiste na maximização. Nesse caso, o vetor de parâmetros (média e variância) é derivado a partir da condição de primeira ordem da estimativa de máxima verossimilhança, $\ln(L) = \sum_{t=1}^T \ln(f(y_t / \theta))$ sendo que para encontrar seus valores, basta substituir as probabilidades obtidas no passo anterior.

Assim, encontra-se a média para cada estado μ_k^l , e esta pode ser usada para achar a matriz de variância-covariância Ω_k^l , as probabilidades de transição e a probabilidade de estado ρ_l . Posteriormente, ρ_l é usado para achar μ_k^2 e Ω_k^2 .

Morais (2003) esclarece que, dessa forma, à medida que são feitas as iterações do algoritmo EM, o valor da função de verossimilhança vai aumentando, pois a técnica envolve um passo do filtro e do alisamento simultaneamente e provocando, também, uma atualização da condição de primeira ordem dos parâmetros estimados. Para mais detalhes sobre o algoritmo EM e seu uso na estimativa de máxima verossimilhança, conferir em Hamilton (1990) e Ruud (1991).

Em função do conhecimento de θ , a probabilidade de que o processo esteja em algum regime s_t com base na informação disponível até t , $p(s_t / y_1, \dots, y_t; \theta)$, é denominada probabilidade filtrada. De outra parte, se for usada toda a informação para determinar s_t , $p(s_t / y_1, \dots, y_T; \theta)$, então, tem-se a probabilidade alisada.

Assim, observa-se que as dificuldades de inferência do modelo markoviano estão reduzidas à obtenção dos parâmetros a serem aplicados ao modelo, através da maximização da função de verossimilhança e determinação do estado s_t , que são obtidas via condicionamento das estimativas dos parâmetros.

3.4 Modelos de mudança de regime multivariados

Os modelos univariados de mudança de regime podem ser estendidos para o caso multivariado, em que o objetivo passa a ser o de verificar a existência de algum comportamento similar ao longo do tempo, não somente entre as variáveis, mas também entre os componentes não observáveis. Veja-se Moraes (2003), ressalta-se que a análise de modelos multivariados com mudança de regime pode tanto ser feita a partir de uma formulação VAR quanto a partir de uma estrutura VEC. A seguir são apresentados os modelos MS-VAR e MSCI-VAR, que seguem Krolzig (1996) e Krolzig (1998).

Nos modelos de vetores autorregressivos com regime markoviano MS-VAR, supõe-se que o regime s_t é gerado por uma cadeia de Markov ergódica com estados discretos e homogêneos definidos pelas probabilidades de transição.

Os modelos MS-VAR são considerados uma generalização da autorregressão linear de ordem finita para o vetor de série de tempo $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt})'$ de ordem m , com $t=1, \dots, T$, dado por:

$$y_t = A_0 + A_1(y_{t-1}) + \dots + A_p(y_{t-p}) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

onde a matriz de coeficientes A_i é de dimensão $(m \times m)$, e é suposto que $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma)$.

A ideia por trás da classe de modelos com mudança de regime é que os parâmetros do processo (3.11) dependem de uma variável de regime que não é observada:

$$y_t = A_0(s_t) + A_1(s_t)(y_{t-1}) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p}) + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

onde agora $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma_{s_t})$.

É importante salientar que (3.12) não descreve por completo o processo gerador de dados, faltando a formulação de um processo gerador dos regimes s_t , que é dado pela matriz de probabilidade de transição. Aqui, o intercepto não é um parâmetro simples, mas sim gerado por um processo estocástico.³⁵

O modelo básico do VAR finito, que possui uma mudança de regime no intercepto, ou seja, MSI (*Markov switching intercepts*) tem o formato:

$$y_t = A_0(s_t) + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

que é equivalente à formulação linear $y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$, ou seja, um modelo VAR sem mudança de regime. Subtraindo y_{t-1} de cada lado de (3.13) obtém-se o modelo na forma de vetor de correção de erros:

$$\Delta y_t = A_0(s_t) + \alpha y_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} B_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

onde $B_i = -(I_k - \sum_{j=1}^i A_j)$ e $\alpha = I_k - \sum_{j=1}^p A_j = A(1)$.

A equação (3.14) é denominada MSCI(k, r)-VAR(p), ou seja, vetor autorregressivo de ordem p com mudança de regime com k estados e posto de cointegração³⁶ r . Além dessa

³⁵ Para uma especificação detalhada das propriedades desse modelo, analisar Krolzig (1997).

³⁶ Note-se que essa equação é parecida com $\Delta y_t = \pi_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$, só que sem mudança de regime, cuja diferença está no fato de que aqui há uma variável de estado no intercepto.

formulação, uma outra forma seria considerar que ocorre uma mudança de regime na taxa de crescimento comum $\mu(S_t)$ tal como:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha(\beta' y_{t-p} - \delta - \gamma) + A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_t)) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu(s_t)) + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

onde $\beta' y_{t-p} - \delta - \gamma$ determina a correção do equilíbrio no longo prazo.

Uma terceira hipótese seria considerar uma mudança no equilíbrio de longo prazo $\delta(s_t)$ da forma:

$$\Delta y_t - \mu = \alpha(\beta' y_{t-p} - \delta(s_t) - \gamma) + A_1(\Delta y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu) + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Ou, ainda, na média e no equilíbrio de longo prazo de forma conjunta:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha(\beta' y_{t-p} - \delta(s_t) - \gamma) + A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_t)) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu(s_t)) + \varepsilon_t. \quad (3.17)$$

Dado que a equação (3.11) pode ser caracterizada como um vetor autorregressivo cointegrado não normal de ordem finita, então a análise de cointegração da equação (3.13) também pode ser feita de acordo com aquela proposta por Johansen para um VAR de ordem finita.

O processo de estimação dos modelos MSCI(k, r)-VAR(p), tal como proposto em Krolzig (1997), consiste de dois estágios: No primeiro, é feita uma análise de máxima verossimilhança de Johansen para determinar o número de vetores de cointegração r e, a seguir, é utilizado o algoritmo EM para obter os parâmetros do modelo a partir da estimativa de máxima verossimilhança.³⁷

Uma outra aplicação da mudança de regime em um modelo multivariado seria a partir do modelo de fator dinâmico. A abordagem clássica da formulação linear foi desenvolvida por Stock *et al.* (1991), quando da constituição de um indicador coincidente para a economia americana. Posteriormente, Chauvet (1998 ; 2000) e Chauvet e Morais (2008) estimam um modelo com mudança de regime.

Os modelos de mudança de regime uma vez aplicados a uma série temporal nos revelarão quatro informações: a) o estado, as economias poderão se encontrar em crescimento ou em recessão; b) as taxas médias de cada estado; c) a probabilidade, dos estados estarem acontecendo; d) a duração de cada estado dentro da série. A técnica, portanto, caracteriza-se como um avanço sobre seus pares, por trazer uma volume maior de informações, sendo uma vez aplicada.

³⁷ É importante destacar que, mesmo o modelo VAR sendo de ordem infinita, a sua representação de ordem finita ainda preserva os resultados assintóticos para as relações de cointegração. Para tanto, buscar em Saikkonen (1992) e Lütkepohl *et al.* (1995) uma especificação mais detalhada.

4 OS CICLOS ECONÔMICOS DA AMÉRICA LATINA

Neste capítulo são apresentados os resultados empíricos da investigação dos Ciclos Econômicos da Argentina, do Brasil, do Chile e do México. Os mesmos foram feitos através de modelos univariados e multivariados, empregando a metodologia desenvolvida por Hamilton (1989) e Krolzig (1997b), com os modelos da classe MS-VAR (*Markov Switching Vector Auto Regressive*). O pacote utilizado para a estimação foi Oxedit versão 5.10.³⁸

4.1 Resultados estatísticos

As séries de dados utilizados neste estudo são os índices do PIB, em dólares, a preços constantes com base no ano de 2000, obtidas no Banco de Desenvolvimento Econômico,³⁹ (Badecon), dos países: Argentina, Brasil, Chile e México, com 57 observações anuais, no período de 1950 a 2007. O conjunto de gráficos na figura 1 apresenta o comportamento das séries em nível e primeira diferença.

Uma inspeção visual permite identificar a existência de algumas características dos dados. O impacto dos choques exógenos sobre o sistema econômico, conforme Val e Ferreira (2002) explicaram, logra o efeito de causar um comportamento instável e flutuações sobre as variáveis econômicas. Nesse sentido, os choques do petróleo, na década de 70, foram eventos que provocaram ondas cíclicas em vários países. No entanto, de acordo com Moraes (2003), a recuperação das economias foi interrompida na década de 80 com a crise dos juros, em especial sobre a América Latina. Ao se observar o comportamento do PIB para o Brasil e do México, verifica-se que as mesmas passam a apresentar, a partir daquele ano, uma diferença no nível de flutuação do PIB, que também foi acompanhada pela Argentina e pelo Chile, porém, com intervalos de flutuações cada vez menores.

³⁸ Foi utilizada a rotina escrita por Krolzig (2000), para esta linguagem.

³⁹ Para acessar os dados deste estudo, veja-se página: <<http://www.cepal.org/estadisticas/bases/>>.

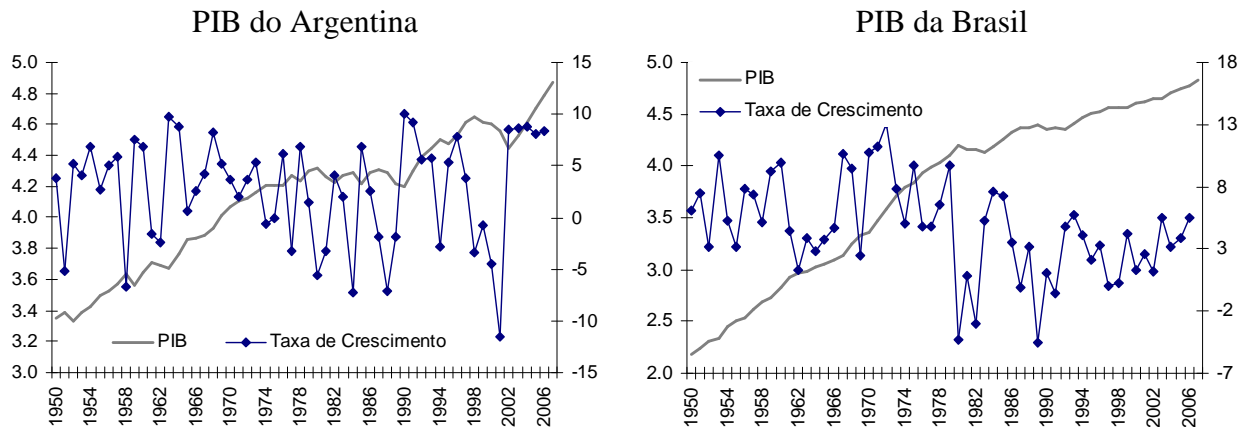


Figura 1: Variação do PIB real em nível e diferença nos países selecionados – 1950-2007

Fonte: Badecon (2008).

Nota: Os valores são reais, expressos em dólares e deflacionados pelo deflator implícito de cada economia, tendo como base o ano de 1990.

Com o intuito de examinar o problema de estacionariedade das séries e a presença de raiz unitária,⁴⁰ foram realizados diversos testes estatísticos. O teste de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) para as séries em nível revela que não é possível rejeitar a hipótese H_0 de raiz unitária. Quando feito o teste para a taxa de crescimento, $y_t = \ln(y_{1t} - y_{1t-1})$, a rejeição de H_0 indica que $y_t \sim I(0)$, onde y_t é o vetor dado por $y_t = [y_{1t}^{AR} y_{2t}^{BR} y_{3t}^{CH} y_{4t}^{MX}]'$, conforme pode ser visto na tabela A.1 em anexo. Os valores críticos observados em nível revelaram que, no caso argentino, a estatística de teste de -0,61 assumia que a condição de hipótese nula não poderia ser rejeitada; já com um nível de significância de 1,0%, o valor crítico obtido foi de -3,55, rejeitando assim a hipótese nula. O caso brasileiro apresentou um valor crítico testado para tendência e intercepto de -1,01 que só passa a ser significativo a um nível de 1,0% com o valor de -4,13% rejeitando, assim, a hipótese nula. O caso chileno de forma análoga revelou a presença de raiz unitária quando testado em intercepto com um valor de 0,68, que se torna aceito a um nível de 1,0% com valor de -3,55. Já o caso mexicano revelou a aceitação da hipótese nula quando testado em tendência e intercepto com o valor crítico de 0,68, que passa a ser aceito a um nível de 1,0% com o valor de 4,12.

⁴⁰ Para uma discussão introdutória sobre raiz unitária consultar Nelson (1973).

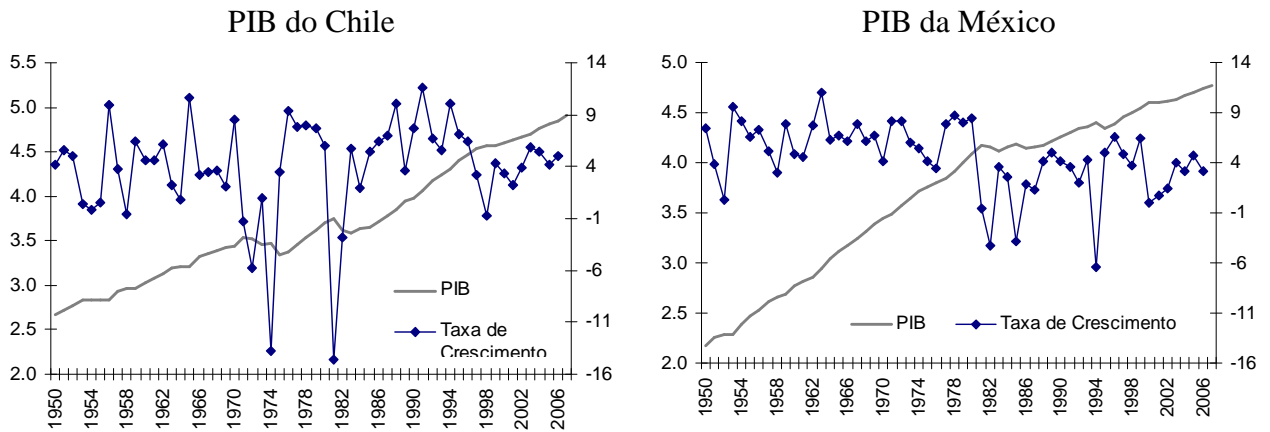


Figura 2: Variação do PIB real em nível e diferença nos países selecionados – 1950-2007

Fonte: Badecon (2008).

Nota: Os valores são reais, expressos em dólares e deflacionados pelo deflator implícito de cada economia, tendo como base o ano de 1990.

Assim, com o objetivo de tornar as séries estacionárias, foi aplicado o processo de diferenciação, i.e.,

$$y_t = \left[\log \left(\frac{PIB_t}{PIB_{t-1}} \right) \right] \times 100$$

Os valores críticos observados revelaram que todas as séries tornaram-se estacionárias. Uma única ressalva ficou para o caso brasileiro que, no teste sem tendência e intercepto, a série só se torna estacionária a um nível de 1,0% de significância com um valor crítico de -2,61.

De outra parte, a observação das séries do Brasil e do México (figura 1), evidencia um movimento de quebra estrutural. Conforme Moraes (2003), isso pode viciar os resultados, pelos testes usuais de raiz unitária, com implicações na decisão de rejeição da hipótese nula. Sob essa condição, o teste de raiz unitária deverá incorporar mecanismos para avaliar as quebras estruturais.

4.2 Análise do ciclo econômicos nas séries univariadas

Uma vez concluídos os testes estatísticos, o passo seguinte enseja a formulação não linear de mudança de regime univariada que possibilitará a obtenção de fatos estilizados dos ciclos econômicos para cada país. Tendo como base o trabalho de Hamilton (1989) e Krolzig (1997a), foram estimados modelos com dois regimes, onde $S_T = 1$ indica o período de

recessão, e $S_T = 2$ representa o período de crescimento. Usaram formulações com a média dependente do regime MSM(k)-AR(p), o termo intercepto, MSI(K)-AR(p), e demais formulações com mudança nos parâmetros autorregressivos e na heterocedasticidade.

A obtenção dos parâmetros em cada estrutura foi feita a partir de uma análise com a utilização dos critérios de Akaike (AIC), Hanna-Quinn (HQ) e Schwartz (SC). Com isso selecionou-se o número de *lags* nos modelos, além de terem sido usados os testes de LR para verificar a significância das restrições impostas aos modelos. Inicialmente, foram utilizados modelos MS(2)-AR(4) reduzindo-se os mesmos a cada passo.

4.2.1 Argentina

Com base nos critérios já discutidos, o modelo escolhido para a Argentina foi MSM(2)-AR(0). O teste LR não apresentou impactos significantes às restrições desse modelo.

Tabela 1- Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB da Argentina 1950-2007

<i>Parâmetro</i>	μ_1	μ_2	σ
Média	-3,74	5,60	2,76
Desvio padrão	(0,7943)	(0,5136)	

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Como pode ser observado, a taxa média de crescimento da economia, no regime 1, recessão é de -3,74% indicando que, os efeitos das recessões na Argentina foram profundos. O parâmetro embora significativo é menor que o valor encontrado por Correa (2003), que estudou a economia da Argentina no período de 1900 a 2000, com base em dados anuais. Todavia, a relevância desse fato é que ambos os estudo, apontam para resultados que comprovam que as recessões no PIB da Argentina foram profundas.

Por outro lado, quando a economia da Argentina se encontrava em um regime de crescimento, a taxa média é de 5,60%. Um resultado diferente é encontrado por Correa (2003), que afirmou que a Argentina foi um dos poucos países do mundo que ao longo desse século apresentou, na economia, uma inversão em suas expectativas de crescimento. A diferença para os valores pode ser decorrente do período amostral dos estudos, já que no presente trabalho é investigado o período pós-guerra, que é caracterizado por um processo de crescimento generalizado.

A matriz de probabilidade de transição indica que:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,4085 & 0,5915 \\ 0,2670 & 0,7330 \end{bmatrix}$$

Caso a economia se encontre em recessão, a probabilidade de ela continuar é menor que trocar de regime $P_{11} < P_{12}$. Todavia, caso esteja em crescimento, as probabilidades de permanecer nesse regime são maiores, como sinaliza $P_{22} > P_{21}$. Esses dados demonstram como é o próprio modelo de crescimento da economia em questão. Embora na presença de limitações estruturais estas não impliquem na criação de barreiras naturais ao crescimento, evidenciando assim uma dinâmica de crescimento.

Tabela 2 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB da Argentina de 1950 a 2007

<i>Regimes</i>	<i>Número de observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	17,9	0,3110	1,69
Regime 2 (crescimento)	39,1	0,6890	3,75

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Os resultados acima indicam que as probabilidades estacionárias de economia estar em um regime de crescimento são maiores do que de estar em um regime de recessão. Embora os períodos recessivos tenham se apresentado de forma recorrente, os mesmos tiveram uma duração muito menor do que as fases de crescimento. Ao se observar as probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para o modelo, pode-se comparar o comportamento dessas com os fatos estilizados e, assim, inferir ponderações a respeito.

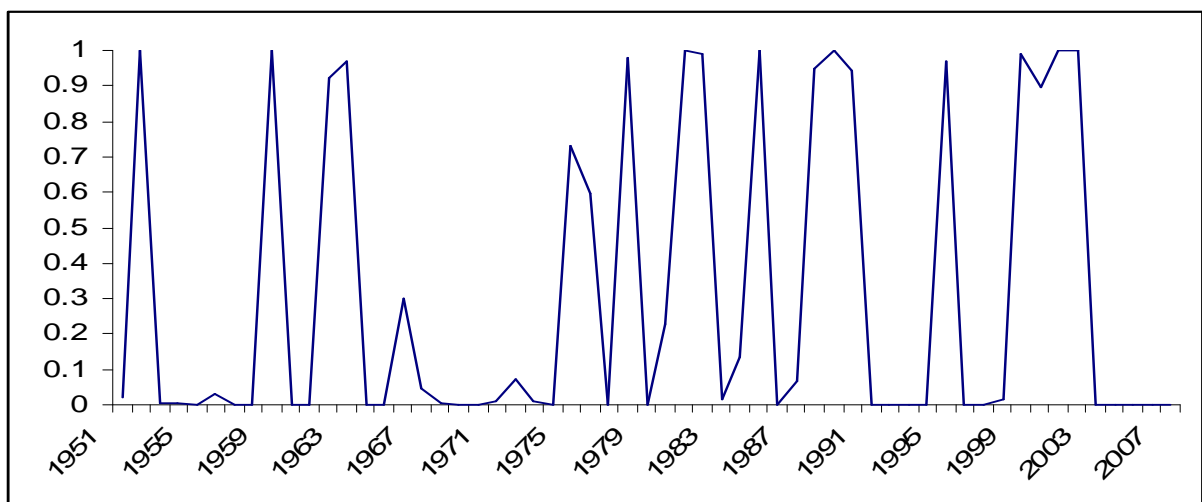


Gráfico 1: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-AR(0) do PIB da Argentina de 1950 a 2007

Fonte: Elaborado pelo autor.

O gráfico 1 representa as probabilidades de a economia argentina se encontrar em recessão. Conforme comentou Correa (2003), o período pós-Segunda Guerra Mundial foi marcado por uma sucessão de fases de recessão econômica que se alternavam em períodos de crescimento econômico. A partir de 1946, com o início do governo Perón, ocorreu uma mudança na política econômica, semelhante ao caso brasileiro, de substituição de importações. Todavia, a crescente demanda por insumos, para dar sustentação ao crescimento da economia, só poderia ser mantida com a geração de divisas.

Como o setor industrial ainda era incipiente na geração de recursos, as crises no balanço de pagamento se tornaram recorrentes ao longo dos anos 50 e 60, caracterizando um processo de crescimento bastante volátil. A seguir, nos anos 70, a crise do petróleo impactou fortemente a economia argentina. O modelo identifica que a partir de 1975 os períodos recessivos se tornam mais frequentes e pronunciados.

Cabe destacar que a partir de 1980 as probabilidades de recessão se intensificaram, como resultados dos choques provocados, em especial, pela crise internacional que teve como consequência o aumento dos juros com impactos sobre os encargos da dívida externa do país. Destaca-se que, nesse período, também ocorreu a Guerra das Malvinas. Porém, torna-se difícil associar esse fato aos períodos recessivos. A partir dos anos 90, o país muda de modelo econômico, e o processo de substituição de importações é abandonado. Como resposta ao processo hiperinflacionário, foi posto em prática um programa de liberalização da economia, o Plano de Conversibilidade, cujo peso argentino foi atrelado ao dólar na paridade de 1 por 1. A partir de então, o país passou a conviver com períodos maiores de crescimento, conforme pode ser observado no gráfico que só foi interrompido com a falência do modelo em 2001.

4.2.2 Brasil

O modelo univariado escolhido para o caso brasileiro foi o MSM(2)-AR(0), e os resultados do teste de LR $X^2_{(1)} = 0,0002$ apontaram a rejeição de H_0 , portanto com mudança de regime.

Tabela 3 - Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB do Brasil de 1950 a 2007

<i>Parâmetro</i>	μ_1	μ_2	σ^2
Média do regime	2,45	6,72	3,1237
Erro padrão	(0,63117)	(0,58122)	-

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

A taxa média de crescimento, no regime 1, que é de recessão, é de 2,45% ao ano, e esse resultado indica que no período proposto, no pós-guerra, o processo recessivo no Brasil não foi caracterizado por uma geração de taxas negativas, mas por um processo de crescimento menos pronunciado. O parâmetro é superior ao valor calculado por Correa (2003). Muito embora ambos os estudos tenham períodos amostrais diferentes, convergiram para afirmar que o processo recessivo no Brasil não se caracteriza por médias negativas. Uma hipótese que pode justificar esse comportamento reside no fato de que o processo de desenvolvimento brasileiro foi marcado pela magnitude das taxas geradas no período pós-guerra.

Já o resultado do regime 2, que indica o período de crescimento, a taxa média é de 6,72% a.a também estatisticamente diferente de zero, demonstrando que os períodos de crescimento foram marcados por taxas elevadas. O resultado é ligeiramente inferior ao apontado por Correa (2003), que encontrou que o comportamento da economia brasileira foi sobremaneira marcado pela década de 70, período conhecido como o *Milagre Econômico*.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,0000 & 0,0000 \\ 0,0372 & 0,9730 \end{bmatrix}$$

Pela matriz de probabilidade de transição, pode-se ver que, se a economia está em recessão ou em crescimento, a probabilidade de ela mudar de regime, nesse caso, praticamente inexistente, ou seja, tem-se quase um estado absorvente⁴¹. Todavia, a outra razão para esses números se encontra na própria dinâmica de crescimento brasileiro. Se, de um lado, o período anterior a 1980 foi marcado por taxas mais pronunciadas de crescimento, no período posterior, as taxas acabaram por flutuar em um nível menor, corroborando um processo de quebra estrutural, nos dados da série. A tabela 4 apresenta as probabilidades e o respectivo período de duração dos regimes.

Tabela 4 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB do Brasil de 1950 a 2007

<i>Regimes</i>	<i>Número de Observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	27,4	0,9994	26,44
Regime 2 (crescimento)	29,60	0,0006	30,54

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

⁴¹ Um estado absorvente caracteriza-se como a condição onde a probabilidade do regime sendo tanto mais próxima de um menor será a possibilidade dela mudar de regime. Sob essa condição o regime com uma probabilidade menor é absorvido pelo primeiro.

Os resultados indicam que as probabilidades estacionárias de a economia estar em um período de recessão são maiores do que de estar em crescimento, muito embora o problema de quebra estrutural tenha prejudicado o comportamento do modelo. Não se pode negar que no período anterior à década de 1980, o ritmo de crescimento foi mais pronunciado.

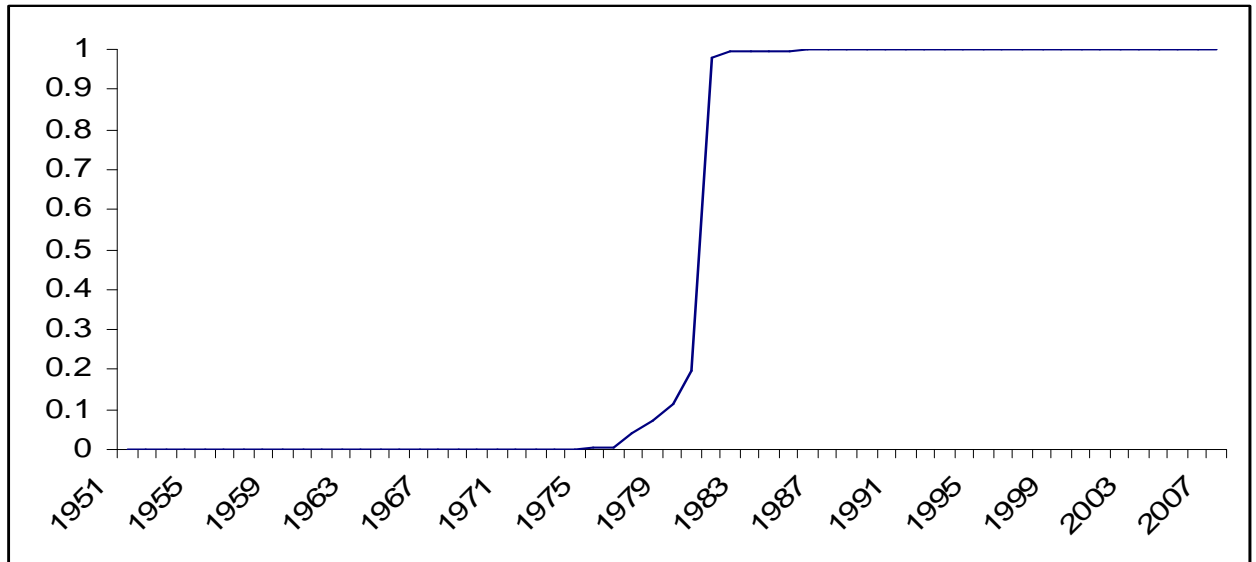


Gráfico 2: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-AR(0) do PIB do Brasil de 1950 a 2007.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O gráfico 2 representa as probabilidades de a economia brasileira se encontrar em recessão. Conforme comentou Correa (2003), o período pós-Segunda Guerra Mundial foi marcado por uma sucessão de fases de recessões econômicas, que se alternavam em períodos de crescimento econômico. A economia brasileira apresentou um período de crescimento intenso com o Plano de Metas entre 1958-1960. A partir daí, a crise que levou ao golpe militar foi acompanhada de um período recessivo entre 1963-1965 que, com o plano de controle da inflação, logrou o efeito de estabilizar os preços e de levar o País a crescer. O *Milagre Econômico* brasileiro provocou uma onda cíclica de crescimento intenso entre 1969-1973, só interrompido pela crise do petróleo que marca o ponto de inflexão no modelo.

As limitações dos dados anuais se evidenciam claramente no modelo assinalando que, no caso do Brasil, devemos ter um modelo com dois regimes para o período de 1951 à 1979 e outro, também com dois regimes para o período 1979 à 2007, ou seja, o padrão de crescimento brasileiro apresenta fases distintas de crescimento e as estruturas produtivas também indicam a existência de dois momentos.

De acordo com Miranda (2001), as crises financeiras da década de 90 tiveram sua origem em quatro aspectos distintos que, interagindo entre si, acabaram por gerar as condições para um ataque especulativo: a) fragilização dos fundamentos macroeconômicos; b) desequilíbrio múltiplo; c) contágio entre países; e d) criação de condições de vulnerabilidade financeira. Esses quatro aspectos potencializaram-se com as crises mexicana (1995), asiática (1997), russa (1998) e brasileira (1999).

4.2.3 Chile

Após a comparação de vários modelos, aquele que apresentou o melhor resultado para os dados do PIB do Chile foi o MSI(2)-AR(1), cuja mudança de regime ocorreu no intercepto e com uma defasagem. O teste de LR ($\chi^2 = 1$) não revelou problemas de especificação do modelo. Cabe destacar que esse resultado demonstra que o Chile tem um comportamento que sofre influência dos acontecimentos de um ano atrás. Ou seja, choques presentes tem o poder de afetar os acontecimentos no ano seguinte, como captado pelo componente autorregressivo.

Tabela 5 - Parâmetros estimados para o modelo MSI(2)-AR(1) do PIB do Chile de 1950 a 2007.

Parâmetro	C_1	C_2	\hat{a}	σ
Constante	-14,89	3,65	0,23	3,23
Erro padrão	(-2,4655)	(0,5654)	(0,0893)	-

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Como pode ser observado, na tabela 5, a taxa média, de crescimento no regime de recessão é de -14,89%, indicando que essas foram bastante pronunciadas. Além disso, o parâmetro revela que a economia chilena, ao longo do período, embora tenha experimentado um vigoroso processo de reestruturação, conforme Simonovska (2008) explicou, apresentou crises profundas, tendo, em especial, uma forte dependência do setor externo.

Já o resultado do regime 2 indicou expansão de 3,65%, sinalizando que, embora os períodos de crescimento não sejam tão significativos, ele perdura por intervalos maiores. Ainda conforme Simonovska (2008), as reformas liberalizantes introduzidas na economia chilena, durante os anos 80, lograram o efeito de trazer bons resultados à evolução das taxas de crescimento do PIB, inclusive estabilizando-o.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.031E-010 & 1,000 \\ 0,03764 & 0,9624 \end{bmatrix}$$

De acordo com os resultados da matriz de probabilidades de transição, caso a economia se encontre em recessão ou em crescimento, a probabilidade de ela mudar de regime praticamente inexistente dados os elevados valores de P_{12} e P_{22} . Outro ponto interessante é que $P_{12} > P_{11}$, ou seja, quando o país se encontra em uma recessão, há uma grande probabilidade de passar para um regime de crescimento. Esses dados demonstram que embora o parâmetro do período recessivo seja extremamente pronunciado, sua duração é muito curta, e que o crescimento no Chile é estável ao longo de um período de tempo contínuo. Os mesmos dados podem ser observados em relação aos períodos conforme mostra a tabela 6.

Tabela 6- Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSI(2)-AR(1) do PIB do Chile de 1950 a 2007

<i>Regimes</i>	<i>Número de observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	2,0	0,0363	1,00
Regime 2 (crescimento)	54,0	0,9637	26,57

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Nota-se que as probabilidades estacionárias de a economia estar em um período de crescimento são maiores do que de estar em recessão. Embora os períodos recessivos tenham se apresentado de forma profunda na economia chilena, os mesmos tiveram um intervalo menor do que as fases de crescimento, com duração média de um ano.

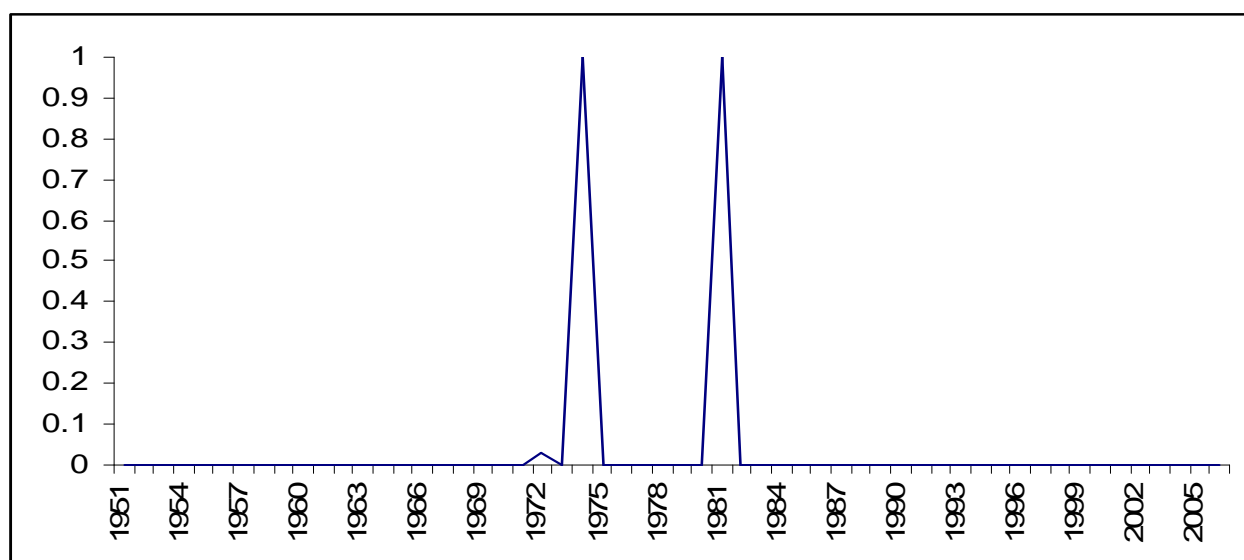


Gráfico 3: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSI(2)-AR(1) do PIB do Chile de 1950 a 2007

Fonte: Elaborado pelo autor.

O gráfico 3 resume as probabilidades de a economia chilena se encontrar no regime 1, de recessão. Pontualmente se observa que os dois momentos em que a economia chilena se desviou de sua trajetória de crescimento sustentado estariam relacionados aos dois choques externos internacionais. (Ambos os eventos estão relacionados aos choques do petróleo.) Cabe aqui destacar que o modelo apresentou uma boa capacidade de explicação dos fatos estilizados.

4.2.4 México

Já no caso do México, o melhor modelo univariado que explicou a evolução do comportamento do PIB foi o MSIH(2)-AR(4). O teste de LR revelou $\chi^2_{(2)} = 0,00$ implicando que o modelo não apresentava um comportamento linear. O modelo selecionado apresenta quatro defasagens, o que implica uma condição de memória mais longa, cujo comportamento de um período pode continuar influenciando os demais.

Tabela 7- Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-AR(4) do PIB do México de 1950 a 2007

Parâmetro	C_1	C_2	$\hat{a} 1$	$\hat{a} 2$	$\hat{a} 3$	\hat{a}
Constante	-5,46	5,16	0,3105	0,0778	0,0673	0,0767
Erro padrão	(1,001)	(0,5744)	(0,0836)	(0,0857)	(0,085)	(0,0808)
σ_1	1,7671					
σ_2	1,8578					

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Como pode ser observado, a constante de crescimento da economia no regime 1, recessão, é de -5,46% o que caracteriza períodos pronunciados de recessão no México. O resultado do parâmetro é similar ao encontrado por Santos (2002), que afirmou que, embora o nível das recessões seja maior que das fases de crescimento, a diferença entre essas está no tempo de duração das fases.

Já o regime 2 apresentou uma constante de crescimento de 5,16% e indica períodos mais longos nesse regime, ou seja, a economia mexicana passa mais tempo crescendo do que em recessão. De acordo com Santos (2002), a assimetria em termos de amplitude de crescimento e de recessão é uma das características dos ciclos mexicanos, ao contrário da economia chilena, que apresenta valores diametralmente opostos em termos de regimes.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,1775 & 0,8225 \\ 0,0804 & 0,9196 \end{bmatrix}$$

Pela matriz de transição, observa-se que estando em recessão, há uma maior probabilidade de se mudar de regime, como mostrado em P_{12} . Todavia, caso a economia esteja em crescimento, a probabilidade de permanecer nesse regime é mais significativa como pode ser observado em P_{22} . Esses dados reforçam a proposta apresentada por Santos (2002) onde, embora o parâmetro do período recessivo seja mais pronunciado, sua duração é muito curta, e que o crescimento no México foi estável ao longo de um período de tempo contínuo. Os mesmos dados podem ser observados em relação aos períodos conforme mostra a tabela 8.

Tabela 8 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSIH(2)-AR(4) do PIB do México de 1950 a 2007.

<i>Regimes</i>	<i>Número de observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	4,9	0,089	1,22
Regime 2 (crescimento)	48,10	0,911	12,44

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Os resultados acima indicam que as probabilidades estacionárias do sistema econômico estar em um período de crescimento são maiores do que de se encontrar em recessão, os períodos de crescimento tem duração de mais de doze anos, enquanto que os recessivos são pouco maiores do que um ano. Mesmo que os períodos recessivos tenham se apresentado de forma profunda no país, os mesmos tiveram um intervalo menor, do que as fases de crescimento.

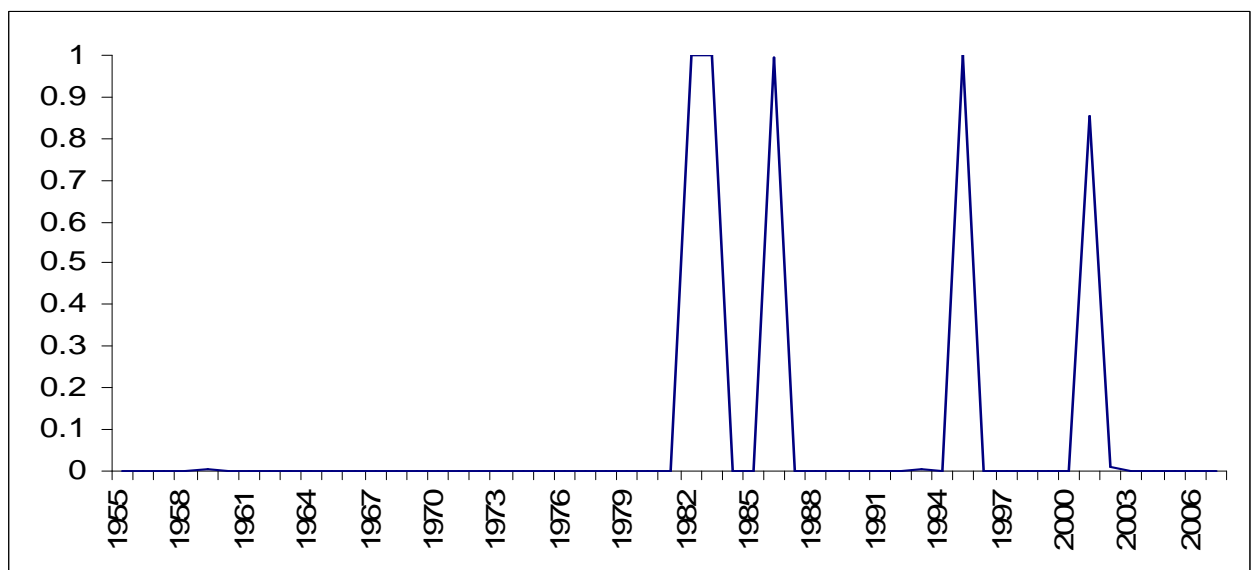


Gráfico 4: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSIH(2)-AR(4) do PIB do México de 1950 a 2007

Fonte: Elaborado pelo autor.

O gráfico 4 mostra que as probabilidades de a economia mexicana se encontrar no regime 1 de recessão que são muito inferiores ao regime 2 de expansão. Os resultados de Santos (2002) para o período de 1972 a 1999 indica que o país passou por recessões mais pronunciadas que as expansões. Todavia, as recessões apresentam períodos mais curtos. A economia mexicana se moveu de uma expansão para uma recessão nos anos de 1982, 1985-1986 e 1994. Já o movimento oposto de recessão para expansão ocorreu nos anos de 1983, 1986 e 1995.

A tabela 9 apresenta as datas dos ciclos econômicos de cada país, calculadas de acordo com o respectivo regime. Com exceção do Brasil que apresentou no período dois padrões distintos de crescimento, os demais países da análise apresentaram alternância entre as fases de picos e vales em suas economias.

Tabela 9 – Datas dos ciclos dos econômicos

Argentina		Brasil		Chile		México	
<i>Picos*</i>	<i>Vales**s</i>	<i>Picos</i>	<i>Vales</i>	<i>Picos</i>	<i>Vales</i>	<i>Picos</i>	<i>Vales</i>
1951	1952	1951	1981	1951	1973	1955	1982
1951	1952	1980	2007	1972	1973	1981	1983
1953	1959			1974	1975	1984	1986
1958	1959			1974	1975	1985	1986
1960	1962			1976	1982	1987	1995
1961	1963			1981	1982	1994	1995
1964	1975			1983		1996	2001
1974	1976			2007		2000	2001
1977	1978					2002	
1977	1978					2007	
1979	1981						
1980	1982						
1983	1985						
1984	1985						
1986	1988						
1987	1990						
1991	1995						
1994	1995						
1996	1999						
1998	2002						
2003							
2007							

* *Picos* são o fim de uma expansão e início da recessão.

***Vales* são caracterizados como o início de uma expansão e fim de uma recessão.

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

4.3 Mudança de regime comum

Um ponto interessante sobre o tema de ciclos econômicos é identificar em que medida existe uma relação comum entre diferentes economias. Em virtude dessa hipótese, espera-se que um modelo multivariado de mudança de regime acabe produzindo resultados melhores que o modelo univariado e também informações adicionais no sentido de melhor observar as características dos ciclos econômicos.

De acordo com Morais (2003), um modelo multivariado pode ser feito a partir da estimação, conjunta da taxa de crescimento anual $\Delta y_t = [\Delta y_t^{ARG}, \Delta y_t^{BR}, \Delta y_t^{CH}, \Delta y_t^{MEX}]'$, com mudança nos k regimes. A premissa básica que induz a modelagem conjunta reside no fato de terem sido os países selecionados submetidos à mesma dinâmica de choques externos comuns ao longo do período de estudo. Sob a presença de choques comuns, conforme explicou Kose et al. (2003a), as economias tenderiam a convergir para um padrão cíclico uniforme entre as mesmas. Se essa correlação for perfeita, o mecanismo de propagação dos impulsos deverá conduzir a choques comuns.⁴²

Como primeiro passo nessa investigação, são feitos testes de Causalidade de Granger, em nível, seus resultados, são apresentados na tabela A.6 do anexo estatístico, indicam que existe uma forte relação entre o PIB da Argentina e o PIB tanto do Brasil como do México. Por outro lado, o comportamento do PIB chileno também apresenta uma forte relação com o PIB argentino, o mesmo acontecendo com o PIB mexicano em relação ao brasileiro. Já o teste realizado com as séries em diferença, tabela A.7, corroborou os resultados em nível. A economia brasileira, embora sendo a mais significativa do grupo, não apresentou causalidade considerando as demais economias do grupo. Esses resultados se contrapõem ao que Aiolfi et al. (2006) propuseram, cujos efeitos do processo de globalização deveriam aprofundar o grau de correlação entre as economias, gerando, assim, movimentos comuns entre os países.

A seguir, é feita uma investigação sobre a existência de cointegração, em especial sobre uma condição de um modelo linear VAR, sendo que, através do método de máxima verossimilhança de *Johansen* (1988), buscou-se verificar entre as hipóteses apresentadas aquela que melhor representasse um vetor de cointegração para as variáveis. Os resultados podem ser verificados na tabela A.8 que representa um modelo com tendência linear na série e na equação de cointegração. A partir dos resultados, observou-se a existência de um vetor de cointegração para y_t que foi normalizado para o Brasil:

⁴² O mecanismo de propagação de impulsos é apresentado na equação (3.4) deste estudo.

$$\varphi = \begin{pmatrix} 1 & 1,02Mex & 0,91Ch & -4,09Arg & -0,01Trend \\ & (0,63) & (0,54) & (0,80) & (0,03) \end{pmatrix}$$

Pode-se observar que o vetor de cointegração apresenta coeficientes muito próximos para o México e o Chile. Já a Argentina apresenta um grau maior de elasticidade em relação aos demais países selecionados.

Assim como nos modelos univariados, a obtenção dos parâmetros do modelo multivariado em cada estrutura foi feita a partir de uma análise com a utilização dos critérios de Akaike (AIC), Hanna-Quinn (HQ) e Schwartz (SC). Com isso selecionou-se o número de *lags* nos modelos, além de terem sido usados os testes de LR para verificar a significância das restrições impostas aos modelos. Inicialmente foram utilizados modelos MS(2)-VAR(4) reduzindo-se os mesmos a cada passo. Também foi contemplada a mudança de regime na média, no intercepto e na variância, considerando também a hipótese de $k > 2$. Conforme foi salientado por Moraes (2003), embora fosse possível estimar estruturas com mais de dois estados, a convergência se torna mais difícil. De outra parte, o teste de razão verossimilhança, para selecionar o *lag* do VAR, indicou que a melhor estrutura a ser selecionada foi sem defasagens para todas as variáveis com $\chi^2_{(14)} = 0,000$, tal como obtido no VAR linear, e os resultados para o modelo MSIH(2)-VAR(0) para todas as séries em conjunto, com mudança de regime no intercepto com resíduos heteroscedásticos, apresentou o melhor implicação.

A tabela 10 apresenta as estimativas para os parâmetros. No caso da Argentina, a média do regime 1 é inferior ao parâmetro do modelo univariado. No caso do Brasil o parâmetro no modelo multivariado é ligeiramente superior ao modelo univariado. Destaca-se que Argentina e Brasil apresentam uma estrutura univariada MSM(2)-AR(0). Já o Chile e o México apresentam parâmetros diferentes dos valores encontrados nas estruturas univariadas. A possível razão é que o multivariado apresenta mudança de regime na média com a presença de heterocedasticidade nos resíduos, MSMH(2)-VAR(0). No caso chileno, a estrutura univariada apresenta mudança de regime no intercepto e uma defasagem MSI(2)-AR(1). Já no caso mexicano, a estrutura univariada selecionada é com mudança de regime no intercepto e quatro defasagens MSIH(2)-AR(4).

Também pode ser verificado que existe uma assimetria na taxa de crescimento dos quatro países na estrutura multivariada. A Argentina apresentou a maior taxa de recessão. A partir dos resultados de $P_{11} > 0$, $P_{22} > 0$, conclui-se que a matriz de transição é irreduzível e ergódica.

Tabela 10 - Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-VAR(0) do modelo multivariado de 1950 a 2007

	<i>ARG.</i>	<i>BR.</i>	<i>CH.</i>	<i>MEX.</i>
<i>Constante 1</i>	-2,0334	2,7901	3,1034	2,8946
<i>Erro padrão</i>	(1,0792)	(0,7767)	(1,3162)	(0,8296)
<i>Constante 2</i>	5,9284	5,9719	4,4585	5,7187
<i>Erro padrão</i>	(0,4956)	(0,6263)	(0,6108)	(0,4376)
σ_1	4,2892	3,4562	6,241	3,8571
σ_2	2,4874	3,4346	3,481	2,3299

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5749 & 0,4251 \\ 0,2906 & 0,7094 \end{bmatrix}$$

Ao contrário das estimativas univariadas, que apresentavam regimes de transição diferenciados, o modelo multivariado apresenta regimes definidos e com baixa possibilidade de transição entre eles. Como pode ser observado $P_{11} > P_{12}$, essa situação significa que se os quatro países juntos estiverem em recessão, a possibilidade de passarem a crescer juntos é menor. Todavia, sendo $P_{22} > P_{12}$ e P_{21} , a probabilidade de os quatro países se encontrarem num regime de crescimento é maior que a probabilidade de recessão. Além disso, $P_{22} > P_{11}$ sinaliza que, estando os 4 países em crescimento conjunto, existe uma maior probabilidade de assim permanecerem, do que ocorrer uma mudança de comportamento e assim originar um processo recessivo. Os mesmos dados podem ser observados em relação aos períodos conforme revela a tabela 11.

Tabela 11 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSIH(2)-VAR(0) para os quatro países de 1950 a 2007

<i>Regimes</i>	<i>Número de Observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	23,40	0,406	2,35
Regime 2 (crescimento)	33,60	0,594	3,44

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Embora os períodos recessivos tenham se apresentado de forma profunda, representam, aproximadamente, a metade dos períodos de expansão. Pode-se ver pelos resultados uma sinalização de que a América Latina tem um comportamento médio comum de crescimento, sendo que a probabilidade de recessão conjunta é menor do que a de expansão.

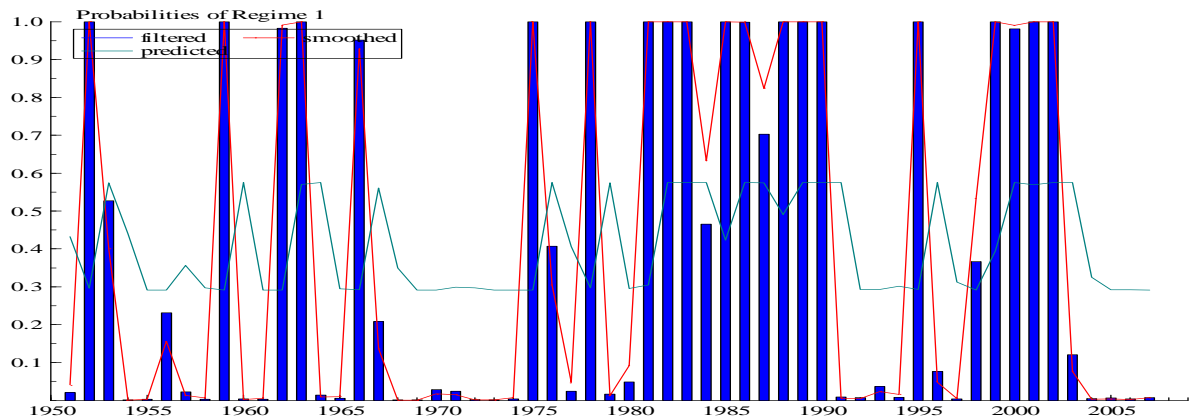


Gráfico 5: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSIH(2)-VAR(0) para os quatro países de 1950 a 2007

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

A probabilidade de que todos os países em conjunto apresentassem uma recessão do PIB média que é mantida em P_{11} , é de 40,0%, resultando em uma duração de 2,35 anos. Já para o período de expansão, a probabilidade é de 60,0%, e a duração é de 3,46 anos.

A tabela 12 apresenta as datas comuns dos ciclos econômicos dos quatro países. Como pode ser visto, o período mais prolongado de recessão vai de 1981 a 1990, cuja razão para tal fato pode ser caracterizada como um período de transição nas políticas econômicas dos países.

Tabela 12 - Datas dos ciclos econômicos para os quatro países de 1950 a 2007.

<i>Picos</i>	1955	1960	1976	1991	1996	2003
	1958	1974	1980	1994	1997	2007
<i>Vales</i>	1959	1975	1981	1995	1998	
	1959	1975	1990	1995	2002	

* *Picos* são o fim de uma expansão e início da recessão.

***Vales* são caracterizados como o início de uma expansão e fim de uma recessão.

Fonte: Cálculos feitos pelo autor

Para Aiolfi et al. (2006) o comportamento dos quatro países apresentou características comuns. Em primeiro lugar, a AL tem ciclos mais voláteis em relação a outros países emergentes, no período pós-1960 e se manteve assim durante e depois da crise do petróleo. Essa volatilidade ocorreria em agregados econômicos, como: a taxa de juros, a formação bruta de capital, o consumo aparente. Tal situação acabaria por gerar um comportamento flutuante da economia, todavia, nos últimos 15 anos, o processo de globalização gerou condições de

complementaridade e, com isso, a volatilidade dos agregados econômicos declinou. No entanto, apesar de ser baixo em relação à sua média histórica, a volatilidade na América Latina continua a ser ainda mais elevada do que em países avançados, bem como em relação aos países em desenvolvimento da Ásia.

Entre os fatores determinantes do processo cíclico, Aiolfi et al. (2006) destacou alguns pontos: em primeiro lugar, na volatilidade cíclica do investimento fixo, é muito mais elevado do que na da produção. Em segundo lugar, à volatilidade das despesas públicas que é superior a volatilidade das receitas do governo. Para todos os quatro países e em todos os sub períodos, a magnitude das despesas reais feitas pelos governos, em relação à volatilidade da receita, se apresentou como um agente pró-cíclico e de comportamento devastador sobre as economias, que se generalizou pós-1960. Em terceiro lugar, a volatilidade dos agregados monetários, considerando esse em termos reais. Brasil e Argentina viveram ao logo do período de 1980 a 1995 uma fase alta inflação, assim como o Chile que, ao longo dos anos 70 também viveu um período de forte inflação.

O que chamou a atenção foi o fato de que a inflação, no caso da América Latina, apresentou um comportamento anticíclico; ao contrário de economias desenvolvidas, o produto ao longo do período de inflação não apresentou crescimento. Logo, nesse caso, o *Trade Off* da Curva de Phillips não ocorreu. Essa contra ciclicidade da inflação pode ser creditada à rigidez de curto prazo dos salários nominais, que, nesse caso, apresentaram nos quatro países um movimento pró-cíclico, que deu ênfase ao movimento flutuante das economias.

Por fim, as variações dos termos de troca, que se apresentaram como pró-cíclicas, configurando como uma importante fonte de produção de volatilidade. Todos os quatro países apresentaram perfis exportadores de *commodities*, para grande parte do período, com exceção do Brasil e do México que implantaram políticas industriais, intensivas e consolidaram um parque produtivo. A implicação da volatilidade dos termos de troca se encontra no impacto dessa sobre o crescimento de longo prazo das economias e, portanto, nas flutuações dessa.

O comportamento conjunto dos quatro países também foi destacado por Aiolfi et al. (2006) que identificaram, ao longo do período de 1870 a 2004, que os ciclos econômicos têm exibido um grau razoavelmente elevado de sincronização das quatro economias. O ano de 1980 marca um ponto de inflexão comum. Salienta-se que mesmo com o baixo grau de comércio intrarregional, os países apresentaram um movimento comum às suas economias. Esses resultados indicam a presença de um fator comum regional sobreposto às características específicas de cada país, e tornaram coerente a hipótese da importância das variáveis externas

interagindo nos países. Entre essas evidenciamos os choques nos países avançados, as flutuações dos termos de trocas e por fim o desencadeamento de crises financeiras que lograram o efeito de instabilizar o comportamento da América Latina.

4.4 Modelos bivariados

A dinâmica apresentada pelos países nos testes estatísticos evidenciou a presença de causalidade entre os mesmos. Para efeito de verificar se o comportamento de um país influencia outro país, foram estudadas as seguintes relações: Argentina versus Brasil, Chile versus Argentina e por fim Argentina versus México..

4.4.1 Argentina e Brasil

O teste de Causalidade de Granger revelou que o comportamento da Argentina era afetado pelo comportamento do Brasil. Com base nos critérios de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e Schwartz (SC), selecionou-se a estrutura MSM(2)-VAR(0). O teste LR $\chi^2_{(14)}$ sinaliza a rejeição de H_0 , em favor do modelo não-linear.

Tabela 13 - Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) para o PIB da Argentina e do Brasil de 1950 a 2007

Parâmetro	<i>Argentina</i>		<i>Brasil</i>	
	μ_1	μ_2	μ_1	μ_2
Média	-3,9234	5,490	-2,4263	3,4859
Erro padrão	(0,8396)	(0,4800)	(0,8843)	(0,5741)
σ_1	2,8122			
σ_2	3,4859			

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

A taxa média de crescimento da economia no regime 1, recessão, é respectivamente de -3,92% para a Argentina e -2,42% para o Brasil. Dado que a variância do modelo para o regime 1 é positivo e menor que o observado no regime 2, então pode-se inferir que os choques recessivos produzem uma maior instabilidade que o período de crescimento.

A taxa de crescimento do PIB no regime 2 é de 5,49% para a Argentina e de 3,48% para o Brasil o que sinaliza que os períodos de crescimento possuem maior amplitude que os

períodos recessivos.

Os valores obtidos na formulação bivariada são inferiores às estimativas univariadas de cada país, em especial para o caso argentino que apresenta recessões mais profundas e fases de crescimento mais suavizadas. Além disso, a influência da Argentina sobre o Brasil, embora existente, se torna pequena quando diluída em horizonte de tempo maior, como indicam os resultados de μ_1 e μ_2 para o Brasil.

A matriz de probabilidade de transição apresentou a seguinte configuração:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,4102 & 0,5898 \\ 0,2484 & 0,7516 \end{bmatrix}$$

Aqui destaca-se que, caso as economias estejam operando em um regime recessivo, as possibilidades de conjuntamente passarem a crescer é maior, ou seja, $P_{12} > P_{11}$. Todavia, caso as economias estejam em crescimento, a probabilidade de permanecer nesse regime é mais significativa do que ambas entrarem em recessão $P_{22} > P_{21}$. A hipótese aqui refere-se à complementaridade dos mercados e os ganhos de escala gerados pela integração econômica internacional. Os mesmos dados podem ser observados em relação aos períodos conforme mostra a tabela 14.

Tabela 14 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-VAR(0) do PIB da Argentina e do Brasil de 1950 a 2007

<i>Regimes</i>	<i>Número de observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	17,10	0,2963	1,70
Regime 2 (crescimento)	39,90	0,7037	4,03

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

As probabilidades estacionárias dos países estarem em crescimento, conjuntamente, são maiores do que de estar em recessão, conforme aponta o parâmetro 0,7037. Os períodos de crescimento apresentam intervalos que são mais que o dobro das recessões com quatro anos cada, revelando, assim, à dinâmica de crescimento de ambas as economias.

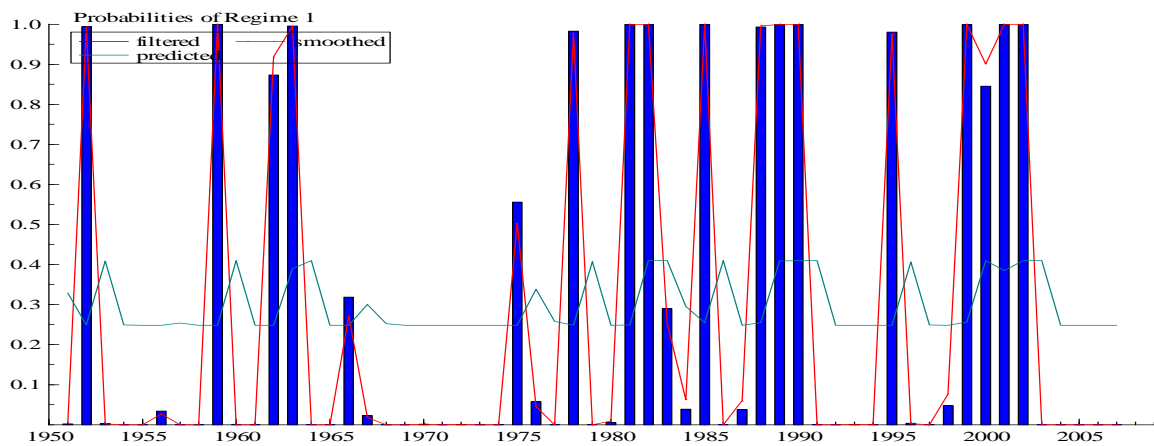


Gráfico 6: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-VAR(0) do PIB da Argentina e do Brasil de 1950 a 2007

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

O gráfico 6 apresenta as probabilidades dos regimes de recessão para os dois países. Pode-se observar que as mesmas estão relacionadas a eventos característicos como o choque do petróleo em 1975 e 1979 que atingiu ambas as economias, ao longo do período de 1975 a 2005, os dois países se viram mergulhados em um constante processo de instabilidade econômica.

De acordo com Triches (2003), Argentina e Brasil experimentaram uma sucessão de planos econômicos que tinham por objetivo estabilizar as economias de ambos. A Argentina, em julho de 1985, implementou o Plano Austral, que se configurou como uma tentativa heterodoxa de controle da hiperinflação. O plano apresentou um sucesso inicial, todavia, acabou sendo revertido por aumentos ainda maiores no nível de preços. Em 1987 veio o Plano Primavera, que, em fevereiro de 1988, deu lugar ao plano Austral II, que logrou o resultado de levar à economia a hiperinflação. Seguiu-se em julho de 1989 o plano Bunge & Born, esse com viés ortodoxo, não congelou preços e usou a taxa de câmbio como âncora nominal. Além disso, iniciou o processo de venda dos ativos estatais. O problema da dívida interna continuava a pressionar a alta do nível de preços, que, no início de 1990, voltou a um patamar superior aos 90,0%. A estabilização da Argentina foi obtida com a adoção do Plano de Conversibilidade, cuja moeda doméstica passou a ser convertida em dólares americanos. O plano restaurou a estabilidade dos preços e promoveu um período de crescimento.

O caso brasileiro, de acordo com Triches (2003), notabilizou-se por uma longa história inflacionária, que tem origem nos elevados déficits públicos, resultantes da contínua participação do Estado na economia. De outra parte, tem-se também a criação de mecanismos que permitiram aos agentes econômicos conviver com a inflação elevada. Esses mecanismos

se tornariam a fonte de criação e propagação das expectativas de aumentos futuros. O primeiro dos planos foi o Plano Cruzado em 1986, um plano de origem heterodoxa, controlou preços, salários, taxa de câmbio e tarifas públicas. Mas sem um ajuste efetivo no lado fiscal, não conseguiu manter a estabilidade por muito tempo. Seguiram-se a esse o Plano Bresser e o Plano Verão. Em virtude de ambos compartilharem as mesmas estratégias, os resultados foram similares em ambos os casos. A próxima tentativa de estabilização foi o Plano Collor em 1990, embora de concepção ortodoxa, o plano promoveu um congelamento de 70,0% da liquidez dos ativos financeiros, o que provocou uma redução da base monetária de 30,0% para 9,0% do PIB. Essa contração trouxe consigo uma profunda recessão, mas também logrou o efeito de reduzir a inflação de 81,0% em março de 1990 para 9,0% nos meses seguintes. Todavia, no fim do ano, a inflação já atingia novamente os dois dígitos, batendo em 19,0% ao mês. Em janeiro de 1991, com o intuito de combater a volta da inflação, foi lançado o Plano Collor II, que buscou aumentar a restrição fiscal, no tocante às dívidas estaduais e municipais, além de tentar interromper as operações de mercado aberto de curtíssimo prazo. Seus resultados foram iguais aos demais planos de estabilização.

A edição do Plano Real, conforme aponta Triches (2003), se deu em três fases: a primeira preconizava a disciplina fiscal e um déficit zero para 1994; a segunda etapa iniciou em março de 1994 e foi marcada pela convergência de preços e salários para uma nova unidade de conta: a Unidade Real de Valor (URV), que não permitia que nenhum contrato fosse indexado por 12 meses. A URV foi utilizada no período de março a junho, como um dólar contábil. A terceira etapa foi a introdução da nova moeda (o Real), que assumiu o lugar da URV. O Plano Real apresentou os resultados esperados, a taxa de inflação sofreu uma redução de 2.700% em 1993 para 9,2% em 1996 e para próximo a 2,0% em 1998. O produto voltou a crescer e em 1995 atingiu 4,22%. Da mesma forma que o Plano de Conversibilidade argentino, o Real também sofreu uma apreciação cambial, fato que motivou uma ação mais efetiva do Banco Central (BC) no sentido de evitar a apreciação da moeda. O período pós-Plano Real foi marcado por uma fase de ajustes em termos de balança comercial, que só vieram a se estabilizar a partir de 2002.

No que concerne ao comportamento da Argentina e do Brasil, pode-se observar no gráfico 6, um comportamento similar em suas taxas de crescimento.

4.4.2 Chile e Argentina

A partir dos critérios de Akaike (AIC), Hanna-Quinn (HQ) e Schwartz (SC),

selecionou-se o modelo MSIH(2)-VAR(0). O teste LR $\chi^2_{(5)} = 0,000$ sinaliza a rejeição de H_0 indicando a existência de não-linearidade.

Tabela 15 - Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-AR(0) para o PIB do Chile e da Argentina de 1950 a 2007

Parâmetro	Chile		Argentina	
	C ₁	C ₂	C ₁	C ₂
Constante	2,6195	4,9043	-1,9594	6,2735
Erro-padrão	(1,331)	(0,6071)	(1,2689)	(1,2689)
σ_1	6,3278		4,0093	
σ_2		2,9002		2,2293

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

A taxa média de crescimento no regime 1, recessão, é, respectivamente, de 2,61% para a Argentina e de -1,95% para o Chile, e o fator importante a considerar nesse caso é que para ambos os países a relação de causalidade evidenciou uma melhora nas médias do regime 1, recessão. Por outro lado, as variâncias nos dois regimes mostraram um coeficiente maior para as fases recessivas em relação às fases de crescimento. Esse fato denota que o impacto das recessões é mais pronunciado do que o efeito de uma expansão do PIB.

Já o resultado do regime 2 (de crescimento) apontou uma taxa média de 4,90% para a Argentina e de 6,27% para o Chile. Destaca-se que esses são mais elevados do que as estimativas univariadas, o que pode estar indicando que o comportamento da economia chilena tem influência sobre a economia da Argentina.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5125 & 0,4875 \\ 0,3776 & 0,6224 \end{bmatrix}$$

Ao contrário das estruturas univariadas e multivariadas, o bivariado evidenciou que, pelos resultados da matriz de probabilidade de transição, no caso das economias estarem em um regime de recessão, a probabilidade de passar para um regime de crescimento é menor, como pode ser observado $P_{11} > P_{12}$. Por essa razão um processo recessivo que afeta conjuntamente ambos os países seria de mais difícil solução. De outra parte, no caso de uma fase de crescimento conjunto, essa apresentaria fortes condições de se manter, uma vez que $P_{22} > P_{21}$. Os mesmos dados podem ser observados em relação aos períodos conforme mostra a tabela 16.

Tabela 16 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSIH(2)-AR(0) para o PIB do Chile e da Argentina de 1950 a 2007.

<i>Regimes</i>	<i>Número de observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	25	0,4365	2,05
Regime 2 (crescimento)	32	0,5635	2,65

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Nota-se que as probabilidades estacionárias de as economias estarem em crescimento, 0,5635 conjuntamente, são maiores do que de estar em recessão, 0,4365. Mesmo assim, os períodos de recessão 2,05 anos e crescimento 2,65 anos, apresentam intervalos regulares próximos. Embora o número de observações para o período de crescimento seja maior que o número de observações para o período de recessão.

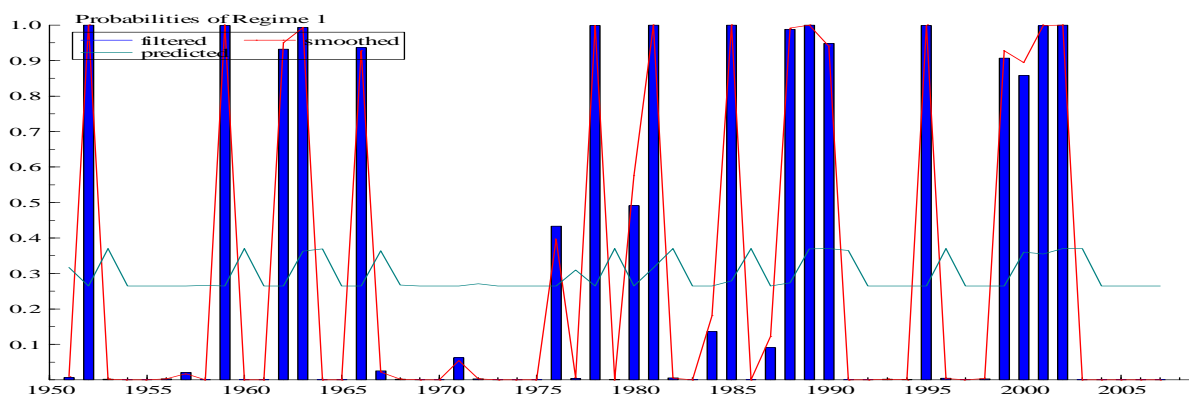


Gráfico 7: Representação das Probabilidades para o regime 1 do modelo MSIH(2)-AR(0) para o PIB do Chile e da Argentina de 1950 a 2007.

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

O gráfico 7 apresenta as probabilidades dos regimes de recessão para as economias. Pode-se observar que os choques do petróleo e além desses os eventos relacionados à instabilidade da economia argentina nos anos 80 lograram o efeito de instabilizar o comportamento dos dois países.

4.4.3 Argentina e México

A partir dos critérios de Akaike (AIC), Hanna-Quinn (HQ) e Schwartz (SC), selecionou-se a estrutura MSM(2)-AR(1). O teste de razão de verossimilhança $\chi^2_{(2)} = 0,000$, em função desse resultado, nos levou a rejeitar H_0 em favor de uma estrutura não-linear. O modelo com uma defasagem implica que o comportamento da Argentina em $t-1$ influencia no comportamento do México em t .

Tabela 17 - Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(1) para o PIB da Argentina e do México de 1950 a 2007.

Parâmetro	<i>Argentina</i>		<i>México</i>	
	μ_1	μ_2	μ_1	μ_2
Média	-1,80	3,27	-3,53	5,71
Erro-padrão	(1,5929)	(1,109)	(1,3284)	(1,037)
σ_1	4,9600			
σ_2	1,6684			

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Observa-se que a taxa média de crescimento da economia no regime 1, recessão, é de -1,80% para a Argentina e de -3,53% para o México. Nesse caso, a relação de causalidade evidenciou uma melhora nas médias das recessões para o México que salta de -5,46% do modelo univariado para -3,53% no modelo bivariado. O mesmo comportamento pode ser observado na comparação do modelo bivariado com multivariado, fato que confirma a premissa anterior de que o México se beneficia com a relação entre os dois países. Dado que a variância do modelo para o regime 1 é positiva e menor do que no regime 2, essa revela que os choques recessivos acabam por produzir mais instabilidade que os períodos de crescimento.

A taxa de crescimento do PIB no regime 2 é de 3,27% para a Argentina e de 5,71% para o México e sinaliza que os períodos de expansão apresentam uma maior amplitude que os períodos recessivos. Em razão de se estar trabalhando com uma estrutura com uma diferença, pode-se observar que o comportamento da Argentina atinge o México com uma defasagem de um ano. Essa situação pode estar relacionada aos acordos comerciais e aos contratos de exportação entre os países. Tanto sob a hipótese de recessão como de expansão, os efeitos das mesmas necessitam de um tempo para serem absorvidos pelo país.

A matriz de probabilidade de transição configurou-se da seguinte forma:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,4995 & 0,5005 \\ 0,087 & 0,913 \end{bmatrix}$$

Nota-se que esse modelo apresenta uma situação onde $P_{12} > P_{11}$; com isso, caso as economias estivessem em recessão, haveria a possibilidade de os dois países saírem do processo recessivo. Já em relação as probabilidades de uma expansão $P_{22} > P_{21}$, essas são mais fortes para os dois países.

Tabela 18 - Probabilidades estacionárias de duração dos regimes para o modelo MSM(2)-AR(1) para o PIB da Argentina e do México de 1950 a 2007

<i>Regimes</i>	<i>Número de observações</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Duração em anos</i>
Regime 1 (recessão)	9	0,1482	2,0
Regime 2 (crescimento)	47	0,8518	11,49

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

Os mesmos dados podem ser observados em relação aos períodos conforme revela a tabela 18. Esses resultados confirmam a ideia de que os dois países apresentaram um comportamento de crescimento mais pronunciado ao longo do período. Conforme pode ser observado, a probabilidade de recessão conjunta é de 0,1482 com duração média de dois anos cada. Já a probabilidade de as economias estarem em expansão é de 0,8518 com intervalos médios de mais de onze anos. Os fatos estilizados reforçam a ideia de comovimento entre as economias sul-americanas.

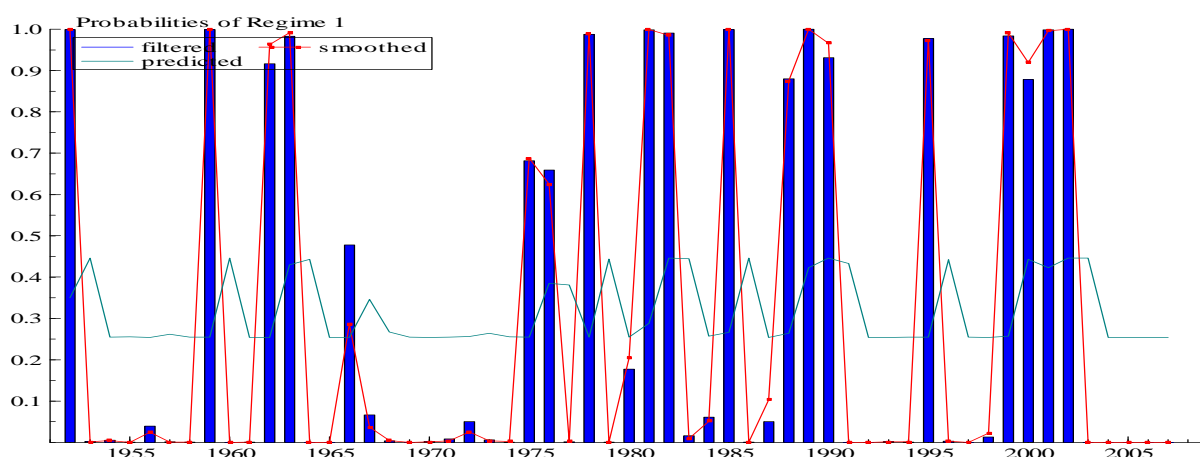


Gráfico 8: Representação das probabilidades para o regime 1 do modelo MSM(2)-AR(1) para o PIB da Argentina e do México de 1950 a 2007

Fonte: Cálculos feitos pelo autor.

O gráfico 8 apresenta as probabilidades dos regimes de recessão para as economias da Argentina e do México. Conforme pode se observar a partir do primeiro choque do petróleo, tanto a economia argentina como a economia mexicana passaram a enfrentar um período de instabilidade em seus regimes de crescimento, sendo que as recessões apresentaram-se de forma mais contundente. Os constantes desequilíbrios internos somados à instabilidade internacional tornaram conturbado o cenário econômico, causando, assim, um maior número de recessões no ambiente econômico.

Observa-se assim que as economias dos quatro países apresentaram um comportamento comum para o período. A presença de um ambiente conturbado, principalmente pós-1960, acabou por lograr o efeito de criar condições instáveis no ambiente

interno de cada país. O resultado foi o aumento da volatilidade das flutuações da América Latina. Que nesse caso levou as economias em questão apresentaram sensibilidade aos choques externos em razão das frágeis condições estruturais. A indefinição em termos de política econômica levou a um aumento das flutuações cíclicas do investimento fixo, das despesas do governo, dos agregados monetários, e dos termos de troca. Sob essas circunstâncias, torna-se claro inferir a razão pela qual os ciclos da América Latina se apresentam mais instáveis do que quando comparados aos países europeus.

Todavia, os dados apontam que mesmo antes do processo de globalização econômica as flutuações apresentaram um certo grau de sincronia, em termos de regime. Esse fato levanta a hipótese, de um fator comum regional que seria responsável pelo movimento comum dos países. A margem dessa hipótese, surgem razões relacionadas, a um baixo nível de renda per capita, a uma baixa taxa de poupança interna e a um elevado grau de dependência externa, que seria, portanto, o fator comum regional indutor do processo cíclico das economias em questão.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os ciclos econômicos representam as oscilações de variáveis como a produção e o emprego de um setor, região ou país. Apresentam-se de forma única, não divisível e com características próprias quanto à sua amplitude e duração. Dado o padrão de crescimento básico, ao longo do tempo, os ciclos configuram-se como desvios desse comportamento ao redor de uma linha de tendência central.

De uma forma geral, os ciclos podem ser subdivididos nas seguintes fases: expansão, crise e depressão. Cada fase alterna-se a outra predeterminando o comportamento da fase posterior. Na expansão, há uma similaridade entre o produto, o emprego e os preços. Na crise, o estado otimista das expectativas é revertido, os preços tornam-se elevados, a demanda por moeda intensifica-se, os juros sobem, e a eficiência marginal do capital cai. Na fase de depressão, ocorre uma profunda retração das atividades econômicas: o PIB, a renda, o consumo e o investimento declinam. Ao término dessa fase, a oferta de crédito volta a crescer, e, com preços baixos, tem-se condições para reiniciar uma nova expansão.

Além do estudo de séries univariadas a literatura na área buscou evidências de um movimento comum entre os agregados econômicos de diferentes países. O emprego de técnicas mais refinadas também vem expondo a ideia de comovimento entre os setores, as regiões e os países. Uma das técnicas mais promissoras é o modelo de mudança de regime, com o trabalho seminal de Hamilton (1989), fato que abriu um novo campo de investigação dentro do tema. Kontolemis (1999), utilizando a mesma técnica, estudou os ciclos econômicos nos Estados Unidos, e os resultados revelaram um comportamento muito próximo daquele descrito pelo *National Bureau of Economic Research (NBER)*. Posteriormente, a mesma técnica foi aplicada por diversos outros autores, seja no caso univariado, conforme Santos e Chauvet (2002), ou multivariado, consoante Correa (2003), Correa e Hillbrecht (2004) e Krolzig (1996, 1997a, 1997b, 1998).

Destaca-se que a investigação sobre ciclos econômicos na literatura internacional esteve focada nas economias centrais, e os países emergentes ainda apresentam um número relativamente baixo de trabalhos na área. Sob esse aspecto, salienta-se que as principais economias da América Latina experimentaram, nas últimas quatro décadas, diversas mudanças nos regimes políticos e institucionais. Quando comparados a de outros continentes, esses apresentam um contexto singular para ser discutido em termos de teoria dos ciclos econômicos. A região acompanhou o movimento de alta dos grandes choques externos da

década de 70 e início dos anos 80. O fim do regime de padrão ouro, os choques do petróleo a crise dos juros internacionais no início da década de 1980 e as mudanças de regime cambial em 1995 no México, 1999 no Brasil e 2001 na Argentina, foram os fatos mais relevantes que marcaram sobremaneira o comportamento da volatilidade dessas. O papel desempenhado pelas instituições domésticas na condução da política econômica foi outro fator que se caracterizou, em diversos momentos como agente pró-cíclicos. atuando ora como indutor de uma maior, ora de uma menor volatilidade nos ciclos econômicos. Embora sejam os choques de natureza externa os principais fatores indutores do processo cíclico, não se pode negar que a existência de fatores comuns entre os países acaba por gerar um processo de comovimento entre os mesmos e, com esse efeito, atuar sobre o comportamento cíclico da região.

O resultado das políticas econômicas conduziu implicitamente à discussão das ideias de volatilidade e comovimento. O estudo de Kose et al (2003a) discutiu que em termos de volatilidade subentendida ao processo de integração, os modelos são ambíguos: enquanto uma corrente afirma que o acesso a um volume maior de recursos faz com que os países possam ter capital para diversificar sua base produtiva, outra corrente enfatiza que o aumento da integração financeira pode conduzir a um aumento da especialização da produção baseada apenas nas vantagens comparativas. O resultado seria uma exposição maior ao risco de choques sobre os segmentos privilegiados no processo de integração.

Aiolfi et al. (2006) investigaram o comportamento de quatro países da América Latina: Brasil, Argentina, Chile e México, através de um modelo de fator dinâmico, em uma amostra que cobre um período de cem anos. Os resultados indicaram um comportamento pró-cíclico da produção, dos salários e do comércio externo. De outra parte, o comportamento contracíclico foi evidenciado pelo comportamento altamente volátil do investimento fixo e pela inflação para os quatro países selecionados. O contraste entre o comportamento volátil dessas variáveis, em comparação com as economias desenvolvidas evidenciou uma peculiaridade da América Latina, que apresentou uma grande necessidade de financiamento externo para sustentar seu crescimento, já que o comportamento cíclico dos quatro países selecionados evidenciou a presença de fatores conjunturais comuns.

Os autores assinalam que os diversos choques que surgiram ao longo do período de análise impactaram de forma significativa a dinâmica de crescimento das economias latino-americanas. A utilização de modelos não-lineares de mudança de regimes univariados permitiu datar os períodos onde o PIB da Argentina, do Brasil, do Chile e do México se encontravam em expansão ou recessão.

Nesse estudo além das formulações univariadas e, em razão de as economias apresentarem certa similaridade em seu comportamento, ao longo do tempo, seja do ponto de vista da verificação empíricas, com o PIB, seja pela investigação estatística. Como foi apontado pelo teste de cointegração, foram estimados vários modelos. Dentre esses, o que melhor apresentou resultados foi o multivariado, da forma MSMH(2)-VAR(p), para o conjunto dos quatro países. Além desse, foram construídos três modelos bi-variados para verificar as relações de causalidade entre os países.

Os resultados demonstram que existe uma dinâmica de crescimento diferenciada entre os países. A Argentina teve pequenas variações nos parâmetros em modelos univariados e multivariados, em especial para aqueles que representam a taxa média de crescimento da economia nos períodos recessivos, com valores que oscila de -3,74% no univariado e de -2,03% no multivariado. Para o regime de expansão, os dados apontam entre 5,60% e 5,92%, respectivamente. Salienta-se que ocorreu uma melhora nos parâmetros quando esses foram calculados no modelo multivariado, fato que sinaliza para a existência de um processo de comovimento entre as séries.

Já o caso brasileiro mostrou a peculiaridade de ser pouco influenciado pela inserção de mais elementos no modelo. Na fase recessiva, o parâmetro variou de 2,45%, univariado, para 2,79%, multivariado. Já na expansão, o parâmetro declinou de 6,72% no univariado para 5,97% no multivariado, respectivamente. Foi possível verificar, portanto, que o Brasil não tem uma relação forte com os demais países, da região sendo pouco influenciado e também não influenciando os demais parceiros.

O Chile teve uma melhora no seu comportamento cíclico quando comparado (em conjunto) aos demais países do grupo. O parâmetro que aponta as recessões nos modelos univariados indicou que foram pronunciadas, com uma taxa de -14,89% ao ano e, nos modelos multivariados, foram de 3,10%. Já as expansões no modelo univariado foram de 3,65% e, no modelo multivariado, de 3,10%, respectivamente. Uma das razões para essa diferença nas taxas recessivas pode se relacionar à diferença de modelos especificados. Enquanto o modelo univariado representa a mudança de regime no intercepto com uma defasagem, o modelo multivariado foi calculado na média com a presença de heterocedasticidade.

O México também apresentou uma melhora em seus parâmetros quando comparados os modelos. Nas recessões o PIB do México teve uma taxa média de -5,46% no modelo univariado e de 2,89% no modelo multivariado. Já o comportamento das expansões é de 2,81% no univariado e de 5,71% no multivariado, o que denota um incremento na média do

parâmetro. Uma das razões para esse comportamento pode ser o fato de o México ser mais influenciado pela economia americana, que acaba por suavizar as curvas dos ciclos daquele país.

Com base na percepção de que há causalidade entre o comportamento desse grupo de países, foram calculados modelos bivariados. A primeira sequência foi formada pelo arranjo de Argentina e Brasil, sendo que a Argentina causaria impactos na economia brasileira. No regime 1, recessão, a média de crescimento do PIB do Brasil foi -2,42%. No regime 2, de expansão, essa passa para 3,48%. Destaca-se que as médias dos parâmetros revelam que, no caso brasileiro, a presença da economia argentina não representou incrementos significativos.

A segunda sequência foi composta entre o arranjo Chile e Argentina. Nesse caso, os parâmetros do modelo bivariado são superiores ao modelo univariado e multivariado. As recessões da Argentina no modelo bivariado apresentaram uma média de -1,95% e estatisticamente significativa, evidenciando, assim, que a economia chilena influencia no comportamento da economia argentina.

A terceira sequência foi o arranjo entre as economias da Argentina determinando a economia mexicana. As médias do regime 1, recessão, para o México foi de -3,53%. No regime 2, de crescimento, o PIB do México apresentou expansão média de 5,71%. A relação de causalidade evidenciou que a economia mexicana apresenta uma suavização das curvas recessivas. Todavia, no período de expansão, a economia mexicana encontrou seu pico com a mesma taxa tanto para o modelo multivariado como para o modelo bi-variado.

Em razão dos resultados observados, pode-se inferir que há indícios de que os choques de natureza macroeconômica terão magnitude e dinâmica diferentes entre as economias em análise. Todavia, não se pode negar a existência de um movimento comum entre os quatro países. Em resposta ao problema de pesquisa, que questionava a existência de um ciclo comum na América Latina, a resposta é positiva, além disso, foi possível verificar a existência de movimentos de ajustamento das economias aos choques exógenos que perturbaram sua dinâmica de crescimento, e que a magnitude e a velocidade do ajuste dependem da estrutura de cada economia.

Embora esse trabalho tenha atingido seu objetivo, de verificar a existência de movimentos comuns entre os países da América Latina. Cabe aqui observar, que estudos futuros poderão ser envidados para melhor explicar as razões do fenômeno. O estudo pode enveredar por dois caminhos: No primeiro uma abordagem com mudança de regime no parâmetro autorregressivo e com três regimes, pode ser experimentado, para verificar o comportamento nos casos brasileiro e mexicano apresentam alterações em suas respostas. O

segundo caminho, o estudo pode sondar através de um modelo de correção de erros, se os resultados apresentam mudanças significativas nos parâmetros. Assim, tendo como base o conhecimento prévio aqui formulado, os trabalhos futuros tendem a ampliar as fronteiras dos conhecimentos sobre os ciclos econômicos, suas causas e suas implicações sobre a economia dos países da América Latina.

REFERÊNCIAS

- AIOLFI, Marco; CATÃO, Luís; TIMMERMANN, Allan. **Common factors in Latin America's Business Cycles**. Nova York, Press for IMF Working Paper, 2006. 64 p. (Wp/06/49).
- ANDREWS, D. W. K., Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. **Econometrica**, v. 62, p.1383-1414.1993.
- BACKUS, David K.; KEHOE, Patrick J.; KYDLAND, Finn E. **International business cycle: theory and evidence**. Cambridge, NBER, 1993, 44 p. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w4493>
- BELLUZZO, L. G.; ALMEIDA, J. G. **Depois da queda**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2002. 403 p.
- BIANCHI, M. **Detecting regime shifts by kernel density Estimation**. London, Bank of England, 1995. (Working Paper).
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demanda and supply disturbances. Pittsburgh, **American Economic Review**, 79(4)p 655-73, 1989.
- BROOMAN, F. S. **Macroeconomia**. 6 ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1977. p. 354-370.
- BURNS, A.; MITCHELL, W. **Measuring business cycles**. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.
- CARVALHO, Fernando J. Cardim de. Keynes, a instabilidade do capitalismo e a teoria dos ciclos econômicos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, ano 18, p. 741-64, 1988.
- CHAUVET, M.; MORAIS, Igor C. **Predicting recessions in Brazil**. Rio de Janeiro: FGV/EGPE, 2008. 36 p. (Texto para Discussão).
- CHAUVET, M.; POTTER, S. Coincident and leading indicators of the stock market. **Journal of Empirical Finance**, v. 7, p. 87-111, 2000.
- CHAUVET, M. An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching. **International Economic Review**, Philadelphia. v. 39, n. 4, p. 969-96, 1998.
- CHOW, G. Tests of the equality between two sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, Princeton, v. 28, p. 561-605, 1960.
- CLEMENTS, M. P.; KROLZIG, H-M. **Business cycle asymmetries: characterisation and testing based on Markov-Switching autoregressions**. Warwick, Department of Economics, University of Warwick, 1999, 27p. (Texto para Dicussão)

CLEMENTS, M.P. and KROLZIG, H-M. Modelling business cycle features using switching regime models. Oxford, Department of Economics, University of Oxford, 2001, 19p. (Texto para Discussão. 58)

CORREA, Arnildo da Silva. **Diferenças e semelhanças entre países da América Latina: Uma Análise de Markov Switching para os ciclos econômicos de Brasil e Argentina.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. 36 p. (Texto para Discussão, n.80).

CORREA, Arnildo da Silva.; HILBRECHT, Ronaldo Otto, **Ciclos internacionais de negócios: uma análise de mudança de regime markoviano para Brasil, Argentina Estados Unidos.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2004, 39 p. (Texto para Discussão, n.88).

DEMPSTER, A. P., LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. London, **Journal of Royal Statistical Society**, B. 39, p.1-38, 1977.

DIEBOLD, F. X., LEE, J. H., WEINBACH, G. C. Regime switching with time-varying transition probabilities, In: HARGREAVES, G. (ed.) **Nonstationary time series analysis and cointegration.** Oxford: Oxford University Press, 1994.

DIJK, D. V. **Extensions and outlier robust inference.** Rotterdam, Erasmus University, 1999, (Tinberger Institute Research Series 200).

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. Princeton, **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F.; ISSLER, J. V. Common trends and common cycles in Latin America. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.47, n.2, p.149-76, 1993.

FARMER, Roger E. A.; TAO, Zha.; WAGGONER, Daniel F. **Understanding markov-switching rational expectations models** . Cambridge, NBER. 2009, 27 p. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w14710>.

FILARDO, A. J. Business-cycle phases and their transitional dynamics. Washington, **Journal of Business and Economic Statistics**, , v. 12, p. 299-308, 1994.

FILARDO, A. J.; GORDON, S. F. Business-cycle durations. North-Holland, **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.85, p.99-123, 1998.

GARCIA, R. Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. Philadelphia, **International Economic Review**, v. 39, n. 3, p. 763-788, 1998.

GOLDFELD, S. M.; QUANDT, R. E. A Markov model for switching regression. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 1, p. 3-16, 1973.

GOODWIN, T.H. Business-cycle analysis with a Markov-Switching model. Washington, **Journal of Business and Economic Statistics**, v.11, p.231-339, 1993.

GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. **Modelling nonlinear economic relationships.** Oxford: Oxford University Press, 1993.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, Princeton, v. 57, p. 357-384, 1989.

HAMILTON, J. D. A quasi-bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal distributions. **Journal of Business and Economic Statistics**, Washington, v. 9, p. 27-39, 1991.

HAMILTON, J. D.; SUSMEL, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 64, p. 307-333, 1994.

HAMILTON, J. D. Specification testing in Markov-Switching time series models. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 70, p. 127-157, 1996.

HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov switching model of GNP. **Journal of Applied Econometrics**, Cambridge, n.7, p.61-82, 1992.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

HUNT, E. K.; SHERMAN, Howard J. **Macroeconomia**. 2. ed. Petrópolis: Vozes, 1981. p. 107-29.

HYLLEBERG, S.; ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J.; YOO, B. S. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 44, p. 215-238, 1990.

KALIMIPALLI, M.; SUSMEL, R. **Regime-switching stochastic volatility and short-term interest rates**. Ontário: University Waterloo, 2001, 37 p.(Working Paper).

KARLIN, S.; TAYLOR, M. H. **A first course in stochastic process**, Academic Press, inc., 1975.

KIM, C-J. Dynamic linear models with markov-switching. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 60, p. 1-22, 1994.

KIM, C-J.; NELSON, C. R. **State- space models with regime switching: classical and Gibbs-Sampling Approaches with applications**. 2: ed., Massachusetts, MIT Press, 2000.

KIM, C-J.; KIM, M-J. Transient fads and the crash of '87. **Journal of Applied Econometrics**, Cambridge, v. 11, p. 41-58, 1996.

KONTOLEMIS, Zenon G. **Analysis of the U.S. business cycle with a vector-markov-switching model**. Nova York, Press for IMF Working Paper, 1999. 38 p. (Wp/99/107).

KOSE, Ayhan; OTROK, Chistopher; WHITEMAN, Charles H. International business cycles: World, region, and country-specific factors. ed. 93, v.4, **The American Economic Review**, Nova York, 2003a, 24 p.

KOSE, M. Ayhan; PRASAD, Eswar S and TERRONES, Marcos E. **Volatility and comovement in a globalized world economy: an empirical exploration**. Nova York: Press for IMF Working Paper, 2003b, 38 p. (Wp/03/246).

KOSE, Ayhan; OTROK, Cristopher; WHITEMAN, Charles H. **Understanding the evolution of world business cycles**. Nova York: Press for IMF Working Paper, 2005, 36 p.(Wp/08/61).

KOSE, M. Ayhan; OTROK, Cristopher; PRASAD, Eswar S. **Global business cycles: convergence or decoupling?** Cambridge, NBER, 2008. 53 p. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w14292>, 2008, 53 p.

KROLZIG, H-M. **Statistical analysis of cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts**. SFB 373, Berlin, Humboldt Universität zu Berlin, 1996. (Discussion Paper, n. 25).

KROLZIG, H-M. **International business cycles: regime shifts in the stochastic process of economic growth**. Oxford, University of Oxford, 1998. (Applied Economics Discussion Paper 194)

KROLZIG, H-M. **International business cycles: regime shifts in the stochastic process of economic growth**. Oxford, University of Oxford, 1997a. (Applied Economics Discussion Paper 194).

KROLZIG, H-M. **Markov switching vectors autoregressions modelling, statistical inference and application to business cycle analysis**. Berlin: Springer, 1997b.

KROLZIG, H-M; MARCELLINO, M.; MIZON, G. E. **A Markov-Switching vector-equilibrium correction model of the UK labour market**. Oxford: Department of Economics, 2000. (Working Paper).

LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. **Impulse response analysis in infinite order cointegrated vector autoregressive processes**. Berlin, Humboldt Universität zu Berlin, SFB 373, 1995. (Discussion Paper n.11).

MARTONE, Celso Luiz. **Modelo de formação de expectativas**. In: LOPES, Luiz Martins; VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de (Org.). **Manual de macroeconomia**. São Paulo: Atlas, 1998. p. 334-43.

MENDOZA, Enrique, 1995, The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. **International Economic Review**, Philadelphia, No. 36, p. 101–37, 1995,.

MIRANDA, Mauro C. **Crises cambiais e ataques especulativos no Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2001. 31 p. (Texto para Discussão, n. 32).

MITCHEL, Wesley C. **Os ciclos econômicos e suas causas**. São Paulo: Abril Cultural, 1984. 163 p.

MORAIS, Igor Alexandre Clemente de., **Mudança de regime markoviano: uma aplicação a séries econômicas brasileiras**. 2003. 166f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003.

MORAES Júnior., A.C.; MORAIS, I. A. C. **Práticas diferenciadas de governança corporativa:** do problema da seleção adversa no mercado acionário aos impactos sobre a volatilidade das ações, In: ca ABAMEC, 16, 2002, Porto Alegre, **Anais**.

NELSON, Charles. **Applied time series analysis**. San Francisco: 1 Holden-Day, 1973.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series; some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v.10, p.139-162, 1982.

NESS, Mosar Leandro. **Os ciclos econômicos e o crescimento da economia do rio grande do sul no período 1985-95**. 2000. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade de Caxias do Sul, Caxias do Sul, 2000.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 80, p. 355-385, 1997.

PHILLIPS, K.L. A two-country model of stochastic output with changes in regime, **Journal of International Economics**, v.31, p.121-142, 1991.

POTTER, S.M. A nonlinear approach to US GNP. **Journal of Applied Econometrics**, Cambridge, v. 10, p. 109-125, 1995.

QUANDT, R. E. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. **Journal of the American Statistical Association**. Washington, v. 53, p. 873-880, 1958.

QUANDT, R. E. Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v. 55, p. 324-330, 1960.

RUUD, P. A. Extension of estimation methods using the EM-algorithm. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 49, p. 305-341, 1991.

SACHS, Jeffrey D.; LARRAIN, Felipe B. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1995. p. 578-614.

SAIKKONEN, P. Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 8, p. 1-27, 1992.

SANTOS, André O., **Are mexican business cycles asymmetrical?** Nova York, Press for IMF Working Paper, 2002. 34 p. (Wp/02/150).

SIMONOVSKA, Ina; SÖDERLING, Ludvig; TIMMERMANN, Allan. **Business cycle accounting for chile**. Nova York, Press for IMF Working Paper, 2008. 30 p. (Wp/08/61).

SIMONSEN, Mário Henrique; CYSNE, Rubens Penha. **Macroeconomia**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1995. p. 593-627.

SIMS, C. A. **Macroeconomics and reality**. *Econometrica*, Princeton, v. 48, p. 1-48, 1980.

SOSA, M. Sebastián. **External shocks and business cycle fluctuations in Mexico: how important are U.S. factors?** Nova York, Press for IMF Working Paper, 2008, 33 p. (Wp/05/204).

STOCK, J. H.; WATSON, M. H. **A new approach to leading economic indicators**, Haward, Haward University; Kennedy School of Government, 1988. (Working Paper).

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. New indexes of coincident and leading economic indicators, In: BLANCHARD O.; FISCHER, S. (Eds.) **NBER macroeconomics annual**. Cambridge: MIT Press, 1989.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A probability model of the coincident economic indicators. In: LAHIRI, K.; MOORE, G. H. **Leading economic indicator: new approaches and forecasting records**, Cambridge: Cambridge University Press, 1991.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A procedure for predicting recessions with leading economic indicators: Econometric issues and recent experience. In: STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Business cycles, indicators and forecasting**, Chicago: University of Chicago, 1993.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W., **Understanding changes in international business cycle dynamics**. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 2003. (Working Paper n. 9859)

TERÄSVIRTA, T.; ANDERSON, H. Characterising nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. **Journal of Applied Econometrics**, Cambridge, p. 119-136, 1992.

TONG, H. **Threshold models in nonlinear time series analysis**. New York: 1983. (Springer Lectures in Statistics n. 21).

TONG, H. **Nonlinear time series: a dynamical system approach**. Oxford: Oxford University Press, 1990.

TRICHES, Divanildo. **Economia política do Mercosul e aspectos monetários, cambiais e o Euro em perspectiva**. Caxias do Sul: Educs, 2003. 261 p.

TSAY, R. S. Testing and modelling threshold autoregressive process. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v. 84, p. 231-240, 1989.

TSAY, R. S. Testing and Modeling multivariate threshold models. **Journal of American Statistical Association**, Washington, v. 93, p. 1188-1202, 1998.

VAL, Rogério da Costa; FERREIRA, Pedro Cavalcanti. **Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira**. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 2002. 39 p. (Texto para Discussão).

WONNACOTT, Paul; WONNACOTT, Ronald. **Economia**. 2. ed São Paulo: Makron Books, 1994.

WORLD BANK. **Base de dados estatísticos.** Disponível em:
<http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/DATASTATISTICS/0,,contentMDK:20535285%7EmenuPK:1192694%7EpagePK:64133150%7EpiPK:64133175%7EtheSitePK:239419,,00.html>. Acesso em: 17 maio 2008.

ZARNOWITZ, V. **Business cycles:** theory, history, indicators, and forecasting. Chicago, The University of Chicago Press, 1996, 592 p.

7 ANEXOS

7.1. Anexo Estatístico do capítulo 4 - dados anuais

Tabela A.1 - Fonte dos Dados

Séries Utilizadas			Fonte	Séries Utilizadas			Fonte
Arg_{log}	<i>PIB da Argentina</i>	CEPAL		Chi_{log}	<i>PIB do Chile</i>	CEPAL	
BR_{log}	<i>PIB Do Brasil</i>	CEPAL		Mex_{log}	<i>PIB do México</i>	CEPAL	

Tabela A.2 - Teste de Raiz unitária - Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Nível	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I()	Diferença	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I(.)
Arg_{log}	-0,61	-2,252	3,714	I (1)	ΔArg_{log}	-6,347	-6,279	-5,298	I (0)
BR_{log}	-2,365	-4,13*	2,922	I (1)	ΔBR_{log}	-4,917	-5,521	-2,61*	I (1)
Chi_{log}	-3,55*	-4,13*	6,00	I (0)	ΔChi_{log}	-5,737	-5,767	-4,08	I (1)
Mex_{log}	-3,464	-4,13*	3,168	I (0)	ΔMex_{log}	-5,289	-6,017	-2,61*	I (1)

* Significativo a 1%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 10%

Tabela A.3 - Teste de Raiz unitária - NG-Perron τ_{μ}

Nível	MZa	MZt	MSB	MPT	Diferença	MZa	MZt	MSB	MPT
Arg_{log}					Arg_{log}				
	1.629	1.459	0.896	64.151	BR_{log}	-33.082	-4.037	0.122	0.832
BR_{log}					Chi_{log}	-24.367	-3.490	0.143	1.009
	0.914	0.888	0.972	65.020	Mex_{log}	-27.496	-3.707	0.135	0.895
Chi_{log}						-22.762	-3.365	0.148	1.104
	1.980	2.089	1.055	91.740					
Mex_{log}									
	1.009	1.039	1.029	73.476					

* Significativo a 1%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 10%

Tabela A.4 - Teste de Raiz unitária - NG-Perron τ_{τ}

Nível	MZa	MZt	MSB	MPT	Diferença	MZa	MZt	MSB	MPT
Arg_{log}					Arg_{log}				
	-9.509	-2.171	0.228	9.623	BR_{log}	-30.161	-3.848	0.128	3.226
BR_{log}					Chi_{log}	-26.109	-3.589	0.137	3.635
	-1.839	-0.783	0.426	37.772	Mex_{log}	-27.232	-3.690	0.136	3.347
Chi_{log}						-28.267	-3.752	0.133	3.270
	-7.019	-1.807	0.257	13.071					
Mex_{log}									
	-1.354	-0.632	0.467	45.578					

* Significativo a 1%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 10%

Tabela A.5 - Teste de Raiz unitária – Phillip Perron (PP)

<i>Nível</i>	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	<i>I(.)</i>	<i>Diferença</i>	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	<i>I(.)</i>
<i>Arg_{log}</i>	-3,55*	-2,114	3,714	I (1)	ΔArg_{log}	-6.302	-6,230	-5,261	I (1)
<i>BR_{log}</i>	-2,796	-4,13*	4,271	I (1)	ΔBR_{log}	-4,937	-5,521	-2,503	I (1)
<i>Chi_{log}</i>	-3,55*	-4,13*	5,261	I (0)	ΔChi_{log}	-5,713	-5,738	-4,119	I (1)
<i>Mex_{log}</i>	-3,167	-4,13*	4,735	I (0)	ΔMex_{log}	-5,419	-5,979	-2,591	I (1)

* Significativo a 1%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 10%

Tabela A.6. – Teste de causalidade de Granger em Nível

<i>Var. X</i>	<i>Variável Y</i>			
	<i>Arg_{log}</i>	<i>BR_{log}</i>	<i>Chi_{log}</i>	<i>Mex_{log}</i>
<i>Arg_{log}</i>				
<i>Lag 1</i>		0,002 (C)	0,64 (NC)	0,016 (C)
<i>Lag 2</i>		0,028 (C)	0,80 (NC)	0,11 (C)
<i>BR_{log}</i>				
<i>Lag 1</i>	0,63 (NC)		0,76 (NC)	0,41 (NC)
<i>Lag 2</i>	0,57 (NC)		0,76 (NC)	0,46 (NC)
<i>Chi_{log}</i>			-	
<i>Lag 1</i>	0,04(C)	0,99 (NC)		0,38 (NC)
<i>Lag 2</i>	0,78 (C)	0,55 (NC)		0,35 (NC)
<i>Mex_{log}</i>				-
<i>Lag 1</i>	0,28 (NC)	0,06 (C)	0,94 (NC)	
<i>Lag 2</i>	0,15 (C)	0,033 (C)	0,22 (NC)	

Nota: Os números são os respectivos P-valor, NC = Não Granger Causa, C = Granger Causa

Tabela A.7. – Teste de causalidade de Granger em Primeira Diferença

<i>Var. X</i>	<i>Variável Y</i>			
	<i>Arg_{log}</i>	<i>BR_{log}</i>	<i>Chi_{log}</i>	<i>Mex_{log}</i>
<i>Arg_{log}</i>				
<i>Lag 1</i>		0,002 (C)	0,64 (NC)	0,017 (C)
<i>Lag 2</i>		0,028 (C)	0,078 (C)	0,11 (NC)
<i>BR_{log}</i>				

<i>Lag 1</i>	0,63 (NC)		0,76 (NC)	0,41 (NC)
<i>Lag 2</i>	0,57 (NC)		0,76 (NC)	0,46 (NC)
<i>Chi_{log}</i>				
<i>Lag 1</i>	0,04(C)	0,98 (NC)		0,38 (NC)
<i>Lag 2</i>	0,80 (C)	0,55 (NC)		0,35 (NC)
<i>Mex_{log}</i>				-
<i>Lag 1</i>	0,28 (NC)	0,06 (C)	0,93 (NC)	
<i>Lag 2</i>	0,15 (C)	0,033 (C)	0,22 (NC)	

Nota: Os números são os respectivos P-valor, NC = Não Granger Causa, C = Granger Causa

Tabela A.7 - Teste de Cointegração Johansen(1988)

H0	Autovalor	λ Traço	P-valor	λ (Max)	P-valor
$r = 0$	0,445	72,94	0,007	32,97	0,04
$r \leq 1$	0,355	39,96	0,096	24,57	0,07
$r \leq 2$	0,179	15,40	0,542	11,03	0,51
$r \leq 3$	0,075	4,371	0,688	4,37	0,69

Nota Cálculos feitos pelo autor

Tabela A.8: Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB da Argentina 1950-2007

MODELOS	MS(2)-AR(0)		
	AIC	HQ	SC
MSM	11,5338	11,6591	11,8564
MSMH	11,5229	11,69	11,953
MSMA	11,5338	11,6591	11,8564
MSI	11,5338	11,6591	11,8564
MSIH	11,5229	11,69	11,953
MSIA	11,5338	11,6591	11,8564

Nota: A estrutura escolhida, apresentou valores significativos.

TABELA A.9: Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) do PIB do Brasil 1950-2007.

MODELOS	MS(2)-AR(0)		
	AIC	HQ	SC
MSM	5,4385	5,5082	5,6177
MSMH	5,4734	5,557	5,6885
MSMA	5,4385	5,5082	5,6177
MSI	5,4385	5,5082	5,6177
MSIH	5,4385	5,5082	5,6177
MSIA	5,4734	5,557	5,6885

Nota: A estrutura escolhida, apresentou valores significativos..

TABELA A.10: Parâmetros estimados para o modelo MSI(2)-AR(1) do PIB da Chile 1950-2007.

<i>MS(2)-AR(0)</i>			
<i>MODELOS</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
<i>MSM</i>	5,7586	5,8282	5,9378
<i>MSMH</i>	5,7573	5,8408	5,9723
<i>MSMA</i>	5,7586	5,8282	5,9378
<i>MSI</i>	5,7586	5,8282	5,9378
<i>MSIH</i>	5,7586	5,8282	5,9378
<i>MSIA</i>	5,7586	5,8282	5,9378

Nota: A estrutura escolhida, apresentou valores significativos..

TABELA A.11: Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-AR(4) do PIB Do México 1950-2007.

<i>MS(2)-AR(4)</i>			
<i>MODELOS</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
<i>MSM</i>	5,1828	5,3115	5,5174
<i>MSMH</i>	5,0875	5,2304	5,4592
<i>MSMA</i>	5,521	5,7068	6,0043
<i>MSI</i>	5,1182	5,2469	5,4528
<i>MSIH</i>	5,0261	5,169	5,3978
<i>MSIA</i>	5,1924	5,3783	5,6757

Nota: A estrutura apresentou o menor valor para os critérios de escolha.

TABELA A.12: Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-VAR(0) do Modelo Multivariado 1950-2007.

<i>MS(2)-AR(0)</i>			
<i>MODELOS</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
<i>MSM</i>	23,0872	23,3658	23,804
<i>MSMH</i>	22,8165	23,2344	23,8918
<i>MSMA</i>	23,0872	23,3658	23,804
<i>MSI</i>	23,0872	23,3658	23,804
<i>MSIH</i>	22,8165	23,2344	23,8918
<i>MSIA</i>	23,0872	23,3658	23,804

Nota: A estrutura escolhida, apresentou valores significativos.

TABELA A.13: Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(0) para o PIB da Argentina e do Brasil 1950-2007.

<i>MS(2)-AR(0)</i>			
<i>MODELOS</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SC</i>
<i>MSM</i>	11,5338	11,6591	11,8564
<i>MSMH</i>	11,5229	11,69	11,953
<i>MSMA</i>	11,5338	11,6591	11,8564
<i>MSI</i>	11,5338	11,6591	11,8564
<i>MSIH</i>	11,5229	11,69	11,953
<i>MSIA</i>	11,5338	11,6591	11,8564

Nota: A estrutura escolhida, apresentou valores significativos..

TABELA A.14: Parâmetros estimados para o modelo MSIH(2)-AR(0) para o PIB do Chile e da Argentina 1950-2007.

MODELOS	MS(2)-AR(0)		
	AIC	HQ	SC
MSM	11,3773	11,5026	11,6999
MSMH	11,3773	11,5026	11,6999
MSMA	11,5338	11,6591	11,8564
MSI	11,3773	11,5026	11,6999
MSIH	11,347	11,5141	11,7771
MSIA	11,3773	11,5026	11,6999

Nota: A estrutura escolhida, apresentou valores significativos..

TABELA A.15: Parâmetros estimados para o modelo MSM(2)-AR(1) para o PIB da Argentina e do México 1950-2007.

MODELOS	MS(2)-AR(1)		
	AIC	HQ	SC
MSM	12,2126	12,3949	12,6828
MSMH	12,0677	12,292	12,6463
MSMA	12,8566	13,095	13,4714
MSI	12,2585	12,4407	12,7286
MSIH	11,9942	12,2185	12,5728
MSIA	12,2591	12,4974	12,8739

Nota: A estrutura escolhida, apresentou valores significativos..