

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Faculdade de Ciências Econômicas

Programa de Pós-Graduação em Economia

**UMA ESTIMATIVA DA TAXA DE CÂMBIO
REAL COM MUDANÇA DE REGIME
MARKOVIANO:**

Uma análise para o Brasil 1994 a 2005

Gustavo Fruet Dias

**Porto Alegre
2006**

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Faculdade de Ciências Econômicas

**UMA ESTIMATIVA DA TAXA DE CÂMBIO
REAL COM MUDANÇA DE REGIME
MARKOVIANO:**

Uma análise para o Brasil 1994 a 2005

Gustavo Fruet Dias

Orientador: Prof. Marcelo S. Portugal

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

**Porto Alegre
2006**

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da
UFRGS

D541e

Dias, Gustavo Fruet

Uma estimativa da taxa de câmbio real com mudança de regime markoviano : uma análise para o Brasil 1994 a 2005 / Gustavo Fruet Dias. – Porto Alegre, 2006.

77 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2006.

1. Taxa de câmbio : Brasil. 2. Modelo econométrico. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.748

UMA ESTIMATIVA DA TAXA DE CÂMBIO
REAL COM MUDANÇA DE REGIME
MARKOVIANO:

Uma análise para o Brasil 1994 a 2005

Gustavo Fruet Dias

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em: Porto Alegre, 10 de Julho de 2006.

Prof. Dr. Marcelo S. Portugal – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Fernando Ferrari Filho
UFRGS

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
UFRGS

Prof. Dr. César Augusto Oviedo Tejada
UFAL

RESUMO

A presente dissertação de conclusão de mestrado tem por objetivo contribuir com a literatura existente que versa acerca da estimação da Taxa de Câmbio Real (RER) através de fundamentos econômicos. O objetivo deste trabalho é utilizar o instrumental teórico de modelos com mudança de regime (Markov Switching) aplicado sobre os fundamentos que determinam a RER em um modelo de Cointegração. O modelo teórico utilizado para a estimação foi o proposto por Montiel (1999), modelo este que é mais indicado para países em desenvolvimento, para o período de 1994 até 2005. Os resultados obtidos na estimação da Taxa de Câmbio Real foram contundentes em demonstrar que havia três regimes distintos (definidos como sendo regimes de estabilidade, transição e risco extremo) na determinação da RER, indicando que havia uma relação não linear entre esta última e os fundamentos econômicos. Verificou-se ainda que a magnitude e os sinais dos parâmetros dos fundamentos estimados para cada regime distinto eram diferentes, sugerindo que a RER reagia de maneira distinta a choques nos fundamentos econômicos de acordo com o regime que a economia se encontrava. Os coeficientes obtidos nas estimações foram utilizados para estimar uma Taxa de Câmbio de Equilíbrio, sendo possível identificar os desvios (misalignments) da taxa observada com relação à taxa estimada a partir de 1994.

Palavras Chaves: Taxa de Câmbio Real, Modelos Markov Switching, misalignments de Taxa de Câmbio, política de determinação de Taxa de Câmbio, Cointegração com Markov Switching.

ABSTRACT

The present dissertation aims to contribute with the studies over Real Exchange Rate in Brazil and the impact of the economic fundamentals on its determination. The main purpose of the dissertation is to use the Markov Switching framework over the fundamentals in the estimation of the Real exchange Rate to the period between 1994 and 2005, using a model based on Montiel (1999), which is more appropriate to developing countries. The results show strong evidences that there are different regimes (interpreted as stability, transition and extremely risk), which can be understood as a non linear relationship between the Real Exchange Rate and the fundamentals. In other words, it was possible to show that the impact of the fundamentals over the Real Exchange Rate is submitted to three different regimes, where the magnitude and signal of their coefficients are different in each regime. The parameters of the model were used to estimate an Equilibrium Real Exchange Rate, which was possible to demonstrate the misalignments after 1994.

Keywords: Real Exchange Rate, Markov Switching Models, Exchange Rate Misalignments, Exchange Rate Policy, Markov Switching Cointegration Models.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 3.1 – Taxa de Câmbio de Equilíbrio	pg 27
Gráfico 4.1 – Modelo 1: MSIH(3) – ARX(0) – Estimação e Regimes	pg 55
Gráfico 4.2 – Modelo 1 – Análise Resíduos	pg 55
Gráfico 4.3 – Modelo 1 – Análise Conjunta	pg 55
Gráfico 4.4 – Modelo 2 - : MSI(3) – ARX(0) – Estimação e Regimes.....	pg 60
Gráfico 4.5 – Modelo 2 – Análise Conjunta	pg 63
Gráfico 4.6 – Modelo 2 – Análise Resíduos	pg 64
Gráfico 4.7 – Modelo 2 – Estimativa Taxa de Câmbio Real de Longo Prazo	pg 65
Gráfico 4.8 – Modelo 2 - Estimativa Taxa de Câmbio Real de Longo Prazo Ajustada	pg 66
Gráfico 4.9 – Modelo 2 – Variação Percentual	pg 67
Gráfico A.1 – Modelo Intermediário – Estimação e Regimes	pg 73
Gráfico A.2 – Modelo Intermediário – Análise Conjunta	pg 76
Gráfico A.3 – Modelo Intermediário – Análise Resíduos	pg 76
Gráfico A.4 – Modelo Intermediário – Taxa Real de Câmbio de Longo Prazo	pg 77
Gráfico A.5 – Modelo Intermediário – Variação Percentual	pg 77

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 - Especificações para modelos da Classe MS-VAR	pg 38
Tabela 4.1. – Testes ADF's	pg 52
Tabela 4.3 – Coeficientes Vetor de Cointegração Normalizados – Linear	pg 53
Tabela 4.4 – Modelo 1 – Coeficientes	pg 55
Tabela 4.6 – Modelo 1 – Duração de Regimes	pg 57
Tabela 4.7 – Modelo 2 – Testes Iniciais	pg 60
Tabela 4.8 – Modelo 2 – Matriz Transição de Probabilidades	pg 61
Tabela 4.9 – Modelo 2 – Coeficientes	pg 62
Tabela A.1 - Modelo Intermediário – Probabilidades	pg 74
Tabela A.2 – Modelo Intermediário – Coeficientes	pg 75

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	pg 10
2. MODELOS TEÓRICOS E APLICAÇÕES ECONOMÉTRICAS	pg 13
3. MODELOS VAR VEC	pg 30
3.1 VAR e VEC Linear	pg 30
3.2 MS-VAR	pg 33
3.2.1 Variações nos modelos MS-VAR	pg 35
3.2.2 A Função de Mudança de Regime	pg 39
3.2.3 O Processo Gerador de Dados	pg 41
3.3 Cointegração com Markov Switching	pg 44
3.4 Programação OX	pg 48
4 ANÁLISE EMPÍRICA	pg 50
4.1 Formação dos Dados	pg 50
4.2 Estacionaridade das Séries	pg 51
4.3 Testes de Cointegração	pg 52
4.4 Modelos MS-VAR	pg 54
5. CONCLUSÃO	pg 69
REFERÊNCIAS	pg 74
APÊNDICE – Resultados Econométricos de Modelo Intermediário	pg 73

1 INTRODUÇÃO

A implementação do Plano Real no ano de 1994 fez com que o Brasil passasse por uma série de reformas estruturais, que culminaram com uma maior abertura comercial e principalmente com o controle da inflação, objetivo principal deste conjunto de medidas. O controle da inflação, através da sua redução para níveis internacionalmente aceitos, significou o fim de um processo permissivo que camuflava não somente os preços reais da economia, mas também a sua produtividade, competitividade, e conseqüentemente a taxa de câmbio da economia, fazendo com que o acompanhamento destas variáveis e as políticas econômicas implementadas juntamente com seus indicadores pudessem ser medidas e acompanhadas de maneira mais clara. A abertura da economia após 1994 também alterou o status econômico do Brasil, uma vez que como conseqüência da abertura econômica, o país passou a sofrer a influência mais acentuada da dinâmica da economia mundial, tanto no que diz respeito aos investimentos externos e ao comércio internacional, como também a vulnerabilidade ao ambiente internacional.

De 1994 até a presente data, houve basicamente duas políticas cambiais aplicadas ao Brasil, o chamado câmbio fixo, regime sob o qual o Banco Central garantia a cotação do câmbio nominal a um valor pré-determinado e que perdurou de 1994 até o final de 1998. O segundo regime cambial aplicado ao Brasil foi o chamado câmbio flutuante, que perdura deste 1999 até a data de finalização desta dissertação. O câmbio flutuante foi acompanhado da implementação do chamado regime de metas de inflação, política esta que visava a convergência da taxa de inflação para uma meta pré estabelecida pelo Banco Central, que por sua vez utilizava majoritariamente de política monetária para atingi-la.

Sob o ambiente econômico descrito acima, a taxa de câmbio real brasileira passou a ser objeto de estudo em diversos *papers*, cujos objetivos variavam deste a identificação do seu comportamento frente às demais variáveis econômicas e dos impactos da sua variação nos demais setores e fundamentos da economia, como também o seu próprio comportamento, leia-se os *misalignments* da chamada taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo e a taxa real praticada pelo mercado. A importância desta espécie de estudo advém da interdependência dos fundamentos econômicos, leia-se gastos públicos, taxa de juros, grau de abertura econômica, etc. na determinação da taxa de câmbio real, assim

como a própria relação causal existente entre câmbio real, produção, consumo, etc. Por sua vez, a identificação dos períodos em que a taxa de câmbio real praticada pela economia diferenciava-se significativamente da taxa de câmbio real de equilíbrio é de crucial importância para o entendimento das imperfeições que estes *misalignments* podem causar na economia, tais como desemprego, aumento de risco via vulnerabilidade externa, déficits comerciais, etc.

O objeto de estudo desta dissertação é procurar, através de um modelo teórico pré-definido, estimar uma taxa de câmbio real para o Brasil, contribuindo para esta discussão com a incorporação de um modelo econométrico não linear. Tendo em vista que o Brasil é um dos chamados países emergentes e por isso apresenta algumas condições específicas, será utilizado um modelo teórico de determinação de taxa de câmbio real apropriado para países com características similares ao Brasil, modelo este formulado por Montiel (1999). A especificação econométrica a ser utilizada será os modelos da classe MS-VAR (*Markov Switching Vector Autoregressions*) aplicados a um vetor de cointegração. A grande vantagem desta especificação será dar flexibilidade a estimação, identificando como as variáveis elencadas como determinantes na formação da taxa de câmbio real de equilíbrio se comportam sob regimes diferentes, i.e buscaremos identificar se há respostas diferenciadas destas variáveis na taxa de câmbio real sob períodos de crise ou estabilidade.

A dissertação está dividida em três partes, sendo a primeira uma revisão dos trabalhos já publicados sob o tema em questão, assim como as principais contribuições de cada um, atentando para a metodologia econométrica utilizada. Ainda neste capítulo, será dada uma atenção especial aos trabalhos que utilizaram a metodologia *Markov Switching* para a estimação de taxa de câmbio, identificando quais as vantagens e melhorias obtidas, assim como suas fragilidades. O modelo teórico a ser utilizado também estará exposto neste capítulo, assim como a dinâmica das suas variáveis, o que nos dará subsídios para a escolha dos fundamentos econômicos que melhor se ajustarão ao modelo, de forma a representá-lo empiricamente.

No terceiro capítulo será exposta a metodologia econométrica necessária para o entendimento dos modelos que serão posteriormente estimados. O foco principal deste capítulo se dará na metodologia de *Markov Switching*, uma vez que este é o diferencial analítico proposto pelo trabalho.

Por fim, no quarto capítulo serão apresentados os resultados de dois modelos estimados, assim como a comparação entre eles, expondo as vantagens e as fragilidades de cada um deles. A partir do modelo selecionado, será estimada a taxa de câmbio real de longo prazo aonde poderemos identificar os *misalignments* ocorridos de 1994 até o terceiro trimestre de 2005, buscando verificar a consistência das estimações obtidas.

O intuito final deste trabalho é adicionar, no debate em torno da taxa de câmbio real, a questão da estimação não linear, cujos resultados mostraram-se consistentes com a análise teórica e onde verificou-se um ganho significativo no poder de explicação dos modelos.

2 MODELOS TEÓRICOS E APLICAÇÕES ECONOMETRICAS

A idéia mais intuitiva a respeito da taxa de câmbio real entre dois países advém do trabalho pioneiro de Gustav Cassel (1922), *apud* Breuer, J. (1994) que especificou o conceito de paridade de poder de compra para definir a taxa de câmbio. A idéia básica da paridade do poder de compra, aqui definida como sendo k , consiste em definir a taxa de câmbio nominal como sendo aquela oriunda do quociente dos preços, cada qual cotado na sua moeda original, de duas cestas de consumo similares entre dois países, tal como definido abaixo:

$$1. \quad s = \frac{p}{p^*}$$

onde s é a taxa de câmbio nominal, p é o preço de uma cesta de consumo cotado em Reais e p^* é o preço de uma cesta de consumo similar cotado em dólares. Se a paridade de poder de compra vale, isto é, temos a certeza de que a taxa de câmbio nominal é definida unicamente pela razão dos preços relativos entre as cestas de bens, então a taxa de câmbio real, definida pela equação 2., deverá ser igual a 1.

$$2. \quad r = s \frac{p^*}{p}$$

onde r é a taxa de câmbio real. Dada a fragilidade empírica e a simplicidade do modelo que utiliza-se somente da paridade de poder de compra como instrumental para estimar a taxa de câmbio dos países, este *approach* foi sendo gradativamente substituído por uma série de outros modelos que utilizam de fundamentos macro-econômicos para melhorar a convergência das estimativas e o entendimento da dinâmica da taxa de câmbio.

Uma segunda linha de pesquisa, que posteriormente se subdivide em uma série de outras linhas, tem origem na tentativa de explicar a taxa de câmbio através de outras variáveis econômicas. Partindo da definição de Nurske (1945 *apud* Montiel, 1999. p. 219), “[...] the LRER (long run exchange rate) is that value of the real exchange rate that is consistent with the dual objectives of external and internal balance, for specified values of others variables that may influence these objectives.”, percebe-se claramente que a incorporação de variáveis econômicas e restrições passam a direcionar a pesquisa envolvendo a taxa de câmbio. As variáveis que serão incorporadas nos modelos de determinação da taxa de câmbio devem originar-se da definição dos conceitos de curto e

longo prazo. Nurske (1945) definiu como equilíbrio de longo prazo a condição que fizesse com que as trajetórias das variáveis fossem “sustentáveis”, definição esta que necessitou ser melhor especificada anos depois. O conceito de trajetória sustentável também deverá ser motivo de análise na presente dissertação. Como definição do curto prazo, assume-se que este é o período onde a taxa de câmbio não proporciona a condição de pleno emprego, a taxa de inflação desejada, o déficit em transações correntes sustentável etc. Uma vez que a taxa de câmbio de curto prazo é determinada por outras variáveis econômicas que são também definidas no curto prazo, pôde-se dividir as variáveis macro-econômicas que geram a taxa de câmbio em três tipos: pré-determinadas (X_1), variáveis políticas, atuais ou esperadas, (X_2) e exógenas (X_3), o que faz com que a taxa de câmbio real possa ser colocada como função destas três classes de variáveis tal como demonstrado na equação 3.

$$3. \quad RER(t) = f(X_1(t), X_2(t), X_3(t))$$

Uma vez elencadas as classes de variáveis candidatas a serem argumentos para a função que define a taxa de câmbio real, pode-se aplicar os testes de cointegração desenvolvidos por Engle e Granger (1987) para identificar os componentes transitórios (curto prazo) e permanentes (longo prazo) das variáveis. Ou seja, através deste tratamento estatístico foi possível quantificar a definição de trajetória sustentável. Ainda segundo Montiel (1999), é possível definir a taxa real de câmbio de longo prazo (LRER) como sendo formada somente pelos componentes permanentes das variáveis, e reduzindo somente para X_2 e X_3 , uma vez que no longo prazo exige-se que as variáveis pré-determinadas tenham taxas de variação zero, o que as reduz como função de X_2 e X_3 .

A partir da década de noventa foi estimada uma série de modelos que tinham como fundamentos (variáveis explicativas) diversas variáveis macro econômicas que buscavam incorporar na definição da taxa de câmbio a dinâmica destas variáveis, tais como diferencial de produtividade, inflação, saldo em transações correntes, etc. Os resultados destes modelos foram bem mais significativos dos que aqueles que buscavam determinar a taxa de câmbio unicamente pela paridade do poder de compra. No entanto, apesar de uma série de estudos aplicados para diversas taxas de câmbio e períodos terem demonstrado que os coeficientes, tanto de curto como de longo prazo eram estatisticamente significantes, ainda havia problema, tais como o explicitado por Engle. e Kim. (1996) com comportamento dos componentes transitórios (curto prazo) que tornavam a estimação dos

componentes permanentes extremamente difíceis. Um outro problema levantado era que apesar dos fundamentos serem significativos, os modelos apresentavam baixo poder de previsão, fatos estes demonstrados por uma série de trabalhos tais como Cheung (1993), Meese e Rose (1991), Meese e Rogoff (1983) *apud* Cheung. e Erlandsson. (2004). Esta situação vai de encontro com a percepção de alguns trabalhos de que apesar dos fundamentos serem estatisticamente significantes, eles não apresentam uma relação estável e linear com a taxa de câmbio, contribuindo, desta forma, para o baixo poder de previsibilidade. Nesta linha, portanto, foram efetuados diversos trabalhos, tais como o pioneiro Engle e Hamilton (1990), Bollen, Gray and Whaley (2000) e Dewachter (2001), *apud* Cheung. e Erlandsson. (2004), demonstraram uma significativa melhor aderência dos modelos com *Switching Markov*, (metodologia que atribui a uma variável uma probabilidade condicional p dela estar em um determinado regime ou então uma probabilidade $(1-p)$ de estar num outro regime qualquer) tanto na explicação da série como na previsão.

Conforme mencionado anteriormente o primeiro e mais intuitivo *approach* de determinação da taxa de câmbio refere-se à paridade de poder de compra (PPP). Através das equações 2. e 3. de determinação da taxa de câmbio nominal e real sucessivamente, foram realizados uma série de trabalhos empíricos para verificar a aderência deste modelo à realidade. No artigo de Breuer (1994). “An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity”, fez-se uma compilação dos principais testes empíricos realizados sob este *approach* teórico ao longo dos anos. A equação básica do teste da hipótese da paridade do poder de compra pode ser especificada pela equação 4. abaixo:

$$4. \quad s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + u_t$$

onde s_t é o logaritmo da taxa nominal de câmbio expresso em termos de moeda nacional, p_t e p_t^* são respectivamente os preços interno e externo expressos em termos das suas moedas locais. Para que se confirmasse a hipótese de paridade de poder de compra absoluta, é necessário que $\alpha=0$ e $\beta=1$. O que a autora demonstra é que a estimação da regressão especificada em 4. não é o melhor jeito de ser testada a validade de paridade de poder de compra, uma vez que estas séries poderiam ser não estacionárias, resultando no fato de que 4. é uma relação espúria. Ainda segundo a autora, uma série de testes realizados

antes da década de oitenta, em que foi adotada esta metodologia, puderam ter os seus resultados contestados. Com a evolução dos testes econométricos, principalmente com a noção de testes de cointegração, diversos trabalhos foram realizados para testar a paridade do poder de compra, sendo que a sua grande maioria encontrou evidências de que as séries eram cointegradas, existindo, portanto, uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal e os índices de preços. Com isso, rejeita-se majoritariamente a hipótese de Random Walk para a taxa de câmbio.

Dados os problemas identificados acima, serão expostos abaixo uma série de trabalhos que visaram estimar a taxa de câmbio real a partir de diversos modelos teóricos, onde utilizou-se variáveis macro-econômicas como fundamentos da determinação da taxa de câmbio real e os suas respectivas modelagens econométricas. Merlin e Portugal (2002) apresentam um compilado de análises teóricas e empíricas do assunto.

O primeiro modelo a ser apresentado será o formulado por Melo (1998 *apud* Merlin; Portugal 2002), onde é apresentado um modelo de taxa de câmbio de equilíbrio baseado na noção de equilíbrio parcial, (“*virtual equilibrium*”), ou seja, assume-se que há restrições no comércio internacional, o que definiria *shadow prices* que apareceriam quando estas distorções fossem eliminadas. Sob o modelo desenvolvido por Melo, a taxa de câmbio de equilíbrio seria aquela que faria com que houvesse um equilíbrio no setor de bens *tradables*, i.e., produção (oferta) igual ao consumo (demanda). O modelo ainda apresenta uma ERER sistematicamente mais baixa no período devido à políticas sub ótimas de gastos públicos.

Ades (1997 *apud* Merlin; Portugal 2002), utiliza o modelo desenvolvido pelo banco Goldman Sachs para calcular a taxa de equilíbrio de longo prazo. O modelo teórico é fundamentado em uma economia pequena e aberta onde a taxa de câmbio de equilíbrio é obtida através de fundamentos. Choques externos e comportamentos especulativos produzem “*misalignments*” temporários na ERER. De acordo com o trabalho de Ades, a ERER obtida é a taxa de equilíbrio de longo prazo, onde os sinais dos coeficientes obtidos estão de acordo com a teoria. Calculou-se ainda neste trabalho, a velocidade de ajustamento da taxa de câmbio.

Merlin. e Portugal estimam a ERER utilizando o modelo teórico formalizado por Montiel (1999). A principal característica do modelo adotado refere-se a sua capacidade de

incorporar características presentes nos países emergentes. Basicamente temos que a ERES deste modelo é aquela que satisfaz a equação de equilíbrio no mercado de *Non Tradables*, e o Balanço externo (mercado de bens tradables). Para serem obtidos os coeficientes de longo prazo entre a taxa de câmbio e os fundamentos foi aplicado a metodologia de cointegração desenvolvida por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Os fundamentos utilizados no vetor de cointegração foram: “Termos de Troca”, quociente dos preços de exportação e importação; nível de taxa de câmbio real; nível de abertura da economia; nível de gastos públicos; montante pago em juros, serviço da dívida; e diferencial de produtividade. Foram introduzidas duas variáveis de curto prazo para estimar, através do vetor de correção de erros, a dinâmica de curto prazo: Diferencial da taxa de juros interna e externa, e o multiplicador monetário. Para calcular os períodos de *misalignments*, os autores calcularam a taxa real; de câmbio de longo prazo utilizando os coeficientes obtidos no vetor de cointegração aplicados ao valor dos fundamentos de longo prazo, valores estes obtidos através da metodologia de Hodrick Prescott. A conclusão dos autores foi de que as elasticidades obtidas eram coerentes com o modelo teórico, Uma outra característica refere-se à velocidade do ajuste, que ocorreu mais rápido do que nos demais modelos.

Em Goldfajn. e Valdés (1996) estimou-se a taxa de câmbio real de diversos países via vetor de cointegração no período que compreende os anos de 1960 até 1994, atentando para os períodos onde identificou-se que a taxa de câmbio real observada estava apreciada com relação a taxa de câmbio real de equilíbrio. O artigo também busca analisar os mecanismos pelos quais estas apreciações com relação a ERES são corrigidas, mais precisamente busca identificar a proporção com que estes “*misalignments*” são corrigidos via desvalorizações nominais ao invés de diferencial na taxa de inflação. O artigo em questão foi escrito num período onde se vivenciou uma série de experiências de estabilização da inflação onde o câmbio foi largamente utilizado como âncora destes processos. Neste contexto também estão as diversas crises especulativas que acometeram os países, principalmente os emergentes que estavam utilizando regimes cambiais pré-definidos (geralmente com apreciação cambial relativa à ERES) para controlar os processos inflacionários. Portanto, a pergunta com que os autores se deparam é como a reversão de uma situação de câmbio apreciado reverte-se para o seu estado de equilíbrio,

uma vez que cedo ou tarde ele retornará para o seu nível determinado pelo ERER obtido via PPP (que foi o *approach* teórico utilizado pelos autores).

Os autores utilizam o conceito de PPP para definir a ERER conseqüentemente os períodos em que a taxa real de câmbio observada estava apreciada para cada país. Partindo desta hipótese simples, porém bastante forte, os autores conseguem expressar a ERER como função de fundamentos e tendência, atribuindo componentes de curto e longo prazo, uma vez que assume-se que os bens *non-tradables* variam conforme a dinâmica de fundamentos macroeconômicos. As variáveis utilizadas pelos autores foram os seguintes: “Terms of Trade” (assumindo que choques em TOT afetam o preço relativo dos bens non tradables em pequenas economias); “Openess” – Abertura econômica os países – é definida como sendo o quociente da soma de importações e exportações sobre o PIB.

Apesar dos modelos teóricos de especificação da ERER através de métodos lineares terem se aperfeiçoado ao longo dos últimos anos, percebeu-se que as relações das variáveis explicativas, fundamentos, assim como os *misalignments* não eram lineares ao longo dos tempos, ou seja, os modelos teriam um ganho de aderência caso conseguissem incorporar esta característica nas suas especificações. Uma das maneiras de fazer isso é a especificação de modelos onde permite-se a mudança de regime Markoviano. Os trabalhos pioneiros neste sentido foram os realizados por Engle e Hamilton (1990) e Engle (1994) que aplicaram a metodologia de *Switching Markov* para dados trimestrais da taxa de câmbio, permitindo que houvesse alternância de regimes para a média e variância. Dewatcher (1997) e Bollen, Gray e Whaley (2000), *apud* Frömmel, MacDonald. e Menkhoff, (2003), realizaram trabalhos alternando os regimes para média ou variância, dando, conseqüentemente ainda mais flexibilidade para os modelos. Os modelos acima mencionados não aplicavam o *Switching Markov* (SM) para os fundamentos, uma vez que consideravam a taxa de câmbio real como sendo resultado de um movimento auto-regressivo.

Um dos primeiros trabalhos a aplicar a mudança de regime markoviano para os fundamentos (taxa de juros) foi Marsh (2000) *apud* Frömmel, MacDonald, R. e Menkhoff (2003), que utilizou dados diários de taxa de juros correlacionando-as com as taxas de câmbio. De Grauwe e Vansteenkiste (2001) aplicou a metodologia de *switching markov* para um conjunto de fundamentos mais abrangente, obtendo resultados significativos.

Como a utilização de modelos não lineares é o objetivo final deste trabalho, serão apresentados abaixo algumas estimações que seguem a linha apresentada acima.

O artigo de Engle e Kim (1996) “*The long Run US/UK Real Exchange Rate*” aplica o modelo de *Switching Markov* para um modelo que é determinado por componentes transitórios e permanentes. A aplicação do SM advém da dificuldade em estimar o componente permanente, dado o comportamento do componente transitório extremamente variante. O modelo proposto é capaz de separar, de maneira mais clara este dois componentes, uma vez que permite que o componente transitório “flutue” entre três regimes distintos, especificados como sendo um de baixa variância, outro de média variância e por fim um de alta variância. Foram utilizados dados de 1885 até 1995. Pela especificação do modelo temos:

$$5. \quad q_t = y_t + x_t$$

onde q_t é a taxa de câmbio, y_t é o componente permanente e x_t é o componente transitório. Pode-se especificar os componentes como sendo:

$$6. \quad y_t = y_{t-1} + v_t \quad \text{onde } v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \quad - \quad (\text{Random Walk homocedástico})$$

$$7. \quad x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + e_t \quad \text{onde } e_t \sim N(0, \sigma_{e,t}^2)$$

O componente transitório foi especificado como sendo um AR(2) onde a variância depende do tempo, (caracteriza a heterocedasticidade) e é governada pelos regimes S_t , $S_t = (1, 2 \text{ ou } 3)$ de tal forma que pode-se definir a variância do componente transitório como sendo

$$8. \quad \sigma_{e,t}^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t} + \sigma_3^2 S_{3t} \quad \text{onde } \sigma_1^2 < \sigma_2^2 < \sigma_3^2$$

Para estimar o modelo acima especificado, foi utilizado o método de *Gibbs Sampling*. Os resultados obtidos mostraram que os períodos onde a variância do componente transitório era especificada por σ_1^2 , coincidia com os períodos de câmbio fixo. Para a variância média, σ_2^2 , percebeu-se que esta ocorria sob regimes de câmbio flutuante, e o regime de maior variância, σ_3^2 , foi verificado em períodos onde o país sofria com ataques especulativos, fortes expectativas de desvalorização ou então quando havia um ambiente de elevadas taxas de inflação. Os resultados obtidos com esta especificação serão úteis na

estimação da taxa de câmbio real para o Brasil a ser realizada posteriormente, uma vez que se utilizará os resultados aqui obtidos para testar esta hipótese para o Brasil.

Um outro artigo que incorporou o SM foi Terra. e Valladares. (2003), onde temos a incorporação desta metodologia para explicar a presença de desvios com relação à taxa de câmbio de equilíbrio. O modelo utilizado pelos autores é o mesmo modelo desenvolvido por Goldfajn e Valdés (1996), ou seja, estimação da ERER via cointegração por fundamentos. O universo de análise novamente é um painel de países, para os quais serão estimadas as taxas de câmbio de equilíbrio e conseqüentemente aplicado a metodologia de *Switch Markov* para dois regimes, onde se tenham médias diferentes. O principal objetivo do *paper* ao incorporar o conceito de alternância de regimes é desenvolver uma metodologia que não dependa da avaliação dos indivíduos para verificar se o desvio da taxa de câmbio real com relação à taxa de câmbio real de equilíbrio é grande o suficiente para ser considerado um processo de valorização ou desvalorização. A função, portanto, do *Switch Markov* é prover ao analista os “*turning points*” de apreciação e desvalorização diretamente do modelo, ao contrário do modelo inicial onde o início e o término dos períodos de apreciação cambial eram definidos pelos autores com base hipóteses *ad hoc*. Percebe-se claramente, portanto, que o intuito deste trabalho, diferentemente daquele de Engle e Kim (1996) e dos demais expostos acima, não é utilizar o *Switching Markov* para melhor estimar a taxa de câmbio, mas sim identificar se há diferentes regimes que governam os *misalignments*.

Os *misalignments* são modelados como sendo um processo autoregressivo estocástico governado por estados alternativos que possuem médias e variâncias distintas, tal como especificado abaixo:

$$9. \quad m_t - \mu(s_t) = \phi_1(m_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \sigma(s_t)\varepsilon_t$$

onde m_t é o “*misalignment*”, ε_t é um componente aleatório *iid* $N(0,1)$ e s_t é a variável de estado que governa os regimes Markovianos para média e variância. O objetivo, portanto, é verificar se o modelo de alternância de regime explica significativamente melhor os “*misalignments*” do que apenas um regime como foi realizado no *paper* de Goldfajn e Valdés (1996).

Os resultados obtidos foram que em alguns países verificou-se que não havia a existência de dois regimes, ao passo que na maioria verificou-se a presença de dois estágios

nos “*misalignments*”. Nos países que apresentaram mudança de regime, identificou-se que o regime com média inferior (apreciação cambial) teve maior persistência do que o regime com média superior (depreciação cambial).

Um outro artigo que corrobora a tese de que os modelos que incorporam SM têm um ganho em estimativa é o artigo de Frömmel, MacDonald, e Menkhoff (2003) que realiza um trabalho bastante parecido com o objetivo desta dissertação, que é aplicar o SM nos fundamentos de um modelo macro que determina a taxa de câmbio real. Os resultados obtidos pelos autores são bastante animadores.

O modelo macro-econômico utilizado pelos autores é o definido por Frankel (1979) baseado no diferencial de taxas de juros de curto e longo prazo.

$$10. e_t = \alpha(m_t - m_t^*) + \beta(y_t - y_t^*) + \gamma(i_t^s - i_t^{s*}) + \varphi(i_t^l - i_t^{l*})$$

onde $(m_t - m_t^*)$ é o diferencial de oferta de moeda, $(y_t - y_t^*)$ o diferencial de PIB, $(i_t^s - i_t^{s*})$ diferencial da taxa de juros de curto prazo entre os países e $(i_t^l - i_t^{l*})$ é o diferencial da taxa de juros de longo prazo. Segundo MacDonald (2004), o modelo acima padrão de Frankel teve boa aderência para o período anterior ao acordo de Bretton Woods, sendo a sua performance prejudicada para o período de câmbio flutuante posterior. A principal razão apontada pelos autores foi a instabilidade da taxa de câmbio e sua relação com as taxas de juros, além da influência de outras variáveis na determinação da taxa de câmbio. Com o intuito de comprovar a existência de regimes diferenciados que explicam a taxa de câmbio, os autores repartiram a amostra em sub períodos e estimaram, para cada período, os coeficientes da equação 10. Os sinais dos resultados obtidos para todos os sub-períodos seguiram o proposto pela teoria, no entanto a magnitude dos coeficientes se alteraram significativamente ao longo dos sub-períodos, indicando a existência de regimes diferenciados governando os fundamentos. A questão do teste de especificação para regimes markovianos será tratada a seguir, porém torna-se cada vez mais imprescindível a utilização destes testes, sob o risco de se obter resultados espúrios. Uma vez que a análise em sub-períodos indicou a existência de regimes, especificou-se o modelo de determinação da taxa de câmbio na sua primeira diferença, (como forma de garantir a condição de estacionaridade) com *Switching Markov* para as taxas de juros de curto e longo prazo.

$$11. \Delta e_t = \omega_{st} + \alpha(\Delta m_t - \Delta m_t^*) + \beta(\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \gamma_{s_t}(\Delta i_t^s - \Delta i_t^{s*}) + \varphi_{s_t}(\Delta i_t^l - \Delta i_t^{l*}) + \varepsilon_t$$

onde s_t é uma variável de estado que governa os regimes, podendo assumir os valores de 1 ou 2. Uma vez que s_t não pode ser diretamente observado, assumimos que ele segue uma cadeia de Markov governada por uma matriz de transição de probabilidade que indica a probabilidade de estar um regime i em t , dado que em $t-1$ estava no regime j .

Os resultados obtidos utilizando o modelo com SM foram muito superiores ao modelo linear, uma vez que houve uma significativa redução nos erros cometidos pelo modelo, principalmente para o período pós Bretton Woods. Neste período percebeu-se que sob um regime os sinais obtidos dos coeficientes eram condizentes com a proposição teórica, ao passo que no outro regime isto não acontecia. Foi estimado, portanto, uma regressão *logit* dos regimes, (como variável dependente) contra as variáveis explicativas, obtendo o resultado de que quanto maior o spread entre as inflações dos países, menor o poder do modelo.

Portanto, a melhora nos coeficientes e a conseqüentemente redução dos erros do modelo observado indicam, mais uma vez que a modelagem dos fundamentos macroeconômicos como sendo não lineares, melhora significativamente os modelos.

A justificativa intuitiva para que os resultados obtidos com modelos estimados via SM sejam melhores do que os modelos lineares é que há alterações nos cenários externos que impactam as relações entre os fundamentos e a taxa de câmbio, alterando a dinâmica e o peso que os fundamentos possuem na determinação da taxa de câmbio de longo prazo. O artigo de Barbosa Filho (2005) trabalha com os impactos que a liquidez externa, ou seja o quanto o mercado internacional está disposto a emprestar e financiar os países, tem no PIB brasileiro nos últimos anos. Os resultados encontrados pelo autor é que há relação significativa entre estas variáveis. Este exemplo pode ser também estendido para o caso de determinação da ERER, onde assumindo que os mercados financeiros são incompletos, ou seja, pode não ser possível um país devedor ser capaz de tomar dinheiro no mercado internacional para uma dada conjuntura de liquidez tanto quanto ele queira, fato este indicaria uma suposta restrição de crédito, o que por sua vez exigiria um esforço extra nos demais fundamentos, tais como balança comercial, etc assim como um ajuste cambial. O autor trabalha com um índice bastante interessante denominado quociente de liquidez, que é explicitado pela razão das reservas internacionais do país sobre o estoque de dívida externa pública mais privada. A idéia do autor é que este índice seria uma boa *proxi* para

captar o efeito da liquidez internacional e conseqüentemente da capacidade do país em captar dinheiro no exterior. Sob estas condições, os governos deveriam ajustar os níveis dos fundamentos econômicos de acordo com as alterações nas condições externas de liquidez da economia. É justamente este comportamento do governo perante uma condição externa, (variação na propensão do mercado em financiar os países), fora do controle e que varia aleatoriamente que sugerimos uma justificativa para a mudança de regime na determinação da taxa de câmbio. Sendo assim, assumimos que uma modelagem *Switching Markov* conseguiria captar os efeitos da alteração no cenário externo (crises de liquidez, etc.) nos pesos que as variáveis têm na determinação da taxa de câmbio.

Dado os resultados obtidos pelos diversos *papers* acima relacionados, testaremos, nos moldes do artigo de Frömmel, MacDonald, e Menkhoff, (2003), que a taxa de câmbio real brasileira também poderá ser melhor explicada se for incorporado, no vetor de cointegração, a modelagem *Switching Markov* nos fundamentos. A principal diferença entre o modelo a ser estimado para o Brasil e o artigo de Frömmel, MacDonald, e Menkhoff, (2003), será que, ao invés de permitir que apenas um fundamento esteja sujeito à variações de regimes, partiremos da hipótese de que todos os fundamentos e a variância do processo poderão ser regidas pela alternância de regimes. Uma outra diferença importante do artigo em questão será o modelo teórico utilizado, o que determinará a escolha de outros fundamentos econômicos como determinantes da taxa de câmbio real.

O modelo macro escolhido para a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio será aquele formulado por Montiel (1999) e o mesmo que o adotado no trabalho de Merlin, C. e Portugal (2002). Neste capítulo se dará uma breve discussão a respeito da dinâmica do modelo, assim como serão elencadas as variáveis que o modelo sinaliza como sendo importantes para a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio, e que por sua vez serão utilizadas para a estimação do vetor de cointegração com *Markov Switching*, resultados destas estimações que estarão contidas no capítulo 3.

O modelo macro-econômico especificado em Montiel (1999) de determinação da taxa de câmbio real é considerado flexível e por isso indicado para ser aplicado para países emergentes. Suas hipóteses iniciais tratam de um país pequeno e aberto, cuja economia é incapaz de afetar os demais países, assim como a taxa de juros internacional é tida como

dada, definida exogenamente. Assume-se que a taxa de câmbio real é determinada pela razão entre os preços dos bens *Tradables* e *Non Tradables*:

$$12. e = \frac{EP_T^f}{P_{NT}} = \frac{P_T}{P_{NT}}$$

onde e é a taxa de câmbio real, E é a taxa de câmbio nominal, P_T é o preço de uma cesta de bens *tradables* e P_{NT} é o preço de uma cesta de bens *Non Tradables*. Assume-se ainda que o trabalho empregado entre os dois setores da economia é regulado pelas condições de maximização de lucro das empresas.

O lado da demanda da economia é modelado através do comportamento ótimo das famílias, que maximizam uma função de utilidade intertemporal sujeita a sua restrição orçamentária, assim como a atuação do governo, que efetua gastos públicos e se financia através de impostos e endividamento. A função de utilidade utilizada pelo modelo é uma função Cobb-Douglas, o que implica que a proporção de consumo dos bens *Tradables* e *Non Tradables* pelas famílias é sempre constante. O problema de maximização do consumidor pode ser interpretado através das equações abaixo:

$$13. \int \frac{[ke^{1-\theta}c]^{1-\theta}}{1-\sigma} \exp(-\rho t) dt$$

$$14. \dot{a} = y - t + ra - im - (1 + \tau(m/c))c$$

$$15. \lim a \exp\left(-\int r dt\right) \geq 0$$

onde a equação 13. é o problema de maximização intertemporal do consumidor, sendo a soma do consumo de bens *tradables* e *non tradables* ($c = c_t + \frac{c_n}{e}$), a equação 14. é a restrição orçamentária intertemporal e 15. é a condição de transversalidade. Da maximização da equação 13 tendo como restrições as equações 14 e 15 obtém-se a trajetória de consumo definida abaixo:

$$16. \dot{c} = \sigma^{-1} \left[r + \gamma \frac{\dot{e}}{e} - \frac{h(i)i}{1 + \tau(h(i)) + ih(i)} - \rho \right] c$$

Pela trajetória do consumo especificada acima, temos que a expectativa de uma depreciação cambial faz com que o consumo fique mais barato no futuro, dado que o

movimento esperado no cambio nominal faz com que os preços dos bens *Non Tradables* fiquem mais barato. Isso acarreta uma queda no consumo atual. Para um aumento na taxa de juros nominal temos que isto acarretaria um aumento nos custos de transação, uma vez que como a oferta de moeda é dado por $m = h(i)c$, onde $h' < 0$ e os níveis de transação são inversamente relacionados com a oferta de moeda. Sendo assim, o consumo atual tenderia a aumentar, mantendo a curva ao longo do tempo mais constante.

O equilíbrio no mercado de *Non Tradables* será aquele que proporcionará o equilíbrio no mercado de câmbio de curto prazo, sendo, portanto, uma das equações a ser utilizada pelo modelo para determinar a taxa de câmbio de equilíbrio. O equilíbrio no mercado de *NT* será caracterizado pela condição em não haja excesso de demanda ou oferta neste mercado.

$$17. \begin{aligned} y_n(e) &= c_n + g_n = (1-\theta)ec + g_n \\ e &= e(c, g_n) \end{aligned}$$

A equação 17. explicita o equilíbrio no mercado interno com base no comportamento ótimo das famílias, definindo também o equilíbrio de curto prazo para a taxa de câmbio real. Uma vez que para obtermos a taxa de câmbio real de equilíbrio é necessário encontrar, além da taxa que satisfaz as condições ótimas do mercado interno, a equação que determina o equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio, o que pelo instrumental teórico utilizado pelo autor significa encontrar a taxa de câmbio que equilibra o setor externo da economia. Como o objetivo deste trabalho é encontrar a taxa de câmbio real da economia no longo prazo, ou seja, a sua trajetória de equilíbrio, o entendimento do equilíbrio do setor externo da economia nos fornecerá as variáveis fundamentais que determinarão esta taxa.

O primeiro passo para determinar a curva de equilíbrio no mercado externo é dada pela condição de arbitragem, definida pela equação abaixo:

$$18. i = (r + \pi_w + p(f)) + \varepsilon$$

onde r é a taxa de juros real da economia, π_w é a taxa de inflação internacional, p é a função prêmio de risco e ε é a expectativa de desvalorização cambial. Impondo a condição de equilíbrio de longo prazo, onde $\overset{\circ}{c} = \overset{\circ}{i} = \overset{\circ}{e}$ na equação 16. temos que no steady state:

$$19. \begin{aligned} \rho &= r \\ &= r_w + p(f) \end{aligned}$$

onde r_w e ρ são variáveis exógenas que definirão a posição de endividamento da economia. Para definir o valor de equilíbrio da taxa interna de juros, substituí-se a equação 19. na equação 18., obtendo a seguinte expressão:

$$20. \quad \begin{aligned} i &= (\rho + \pi_w) + \varepsilon \\ &= \rho + \pi^* \end{aligned}$$

onde π^* é a inflação doméstica.

O valor da taxa de juros i é inversamente relacionado com a velocidade do consumo (níveis de transação) h , e custos de transação por unidade de consumo τ como mostram as equações abaixo:

$$21. \quad h^* = h(i) = h(\rho + \pi^*)$$

$$22. \quad \tau^* = \tau[h(i)] = \tau[h(\rho + \pi^*)]$$

A condição inicial de equilíbrio no balanço de pagamento pode ser obtida combinando as equações 20 e 22 na equação 19 e representada pela equação 23., onde indica que a posição líquida do país no longo prazo precisa estar no seu *steady state*, ou seja a sua posição devedora (credora) real não pode estar evoluindo. Isso implica, portanto, que o estoque de dívida real do país está sendo mantido constante. Para especificar a taxa de câmbio, no entanto, utilizaremos a equação considerando a inflação, simplesmente adicionando $\pi_w f^*$, onde f^* é a posição de endividamento do país, como demonstrado em 24.

$$23. \quad 0 = y_i(e) + \rho \overset{o}{f} - (\tau[h(\rho + \pi^*)] + \theta)c - g_t$$

$$24. \quad \pi_w f^* = y_i(e) + (\rho + \pi_w) \overset{o}{f} - (\tau[h(\rho + \pi_w + \varepsilon)] + \theta)c - g_t$$

Pelas equações 17. e 24. temos, respectivamente, o equilíbrio no mercado interno e externo, captando o equilíbrio da taxa de câmbio de curto e longo prazo. A direção do impacto dos choques nas variáveis exógenas e nos fundamentos podem ser interpretados no vetor abaixo através dos sinais, onde estes representam a derivada parcial da taxa de câmbio real com relação à variável de controle.

$$25. \quad e = e[\overset{-}{g_n}, \overset{+}{g_t}, \overset{+}{r}, \overset{+}{f^*}, \overset{+}{\tau^*}, \overset{-}{prod}, \overset{+}{tot}, \overset{+}{i^*} - i)$$

onde $prod$ é a produtividade, tot é termos de troca e $i - i^*$ é o diferencial da taxa de juros com relação a taxa internacional.

A resposta na taxa de câmbio de equilíbrio de uma variação nos fundamentos de longo prazo expressos no vetor acima podem ser identificados individualmente através da análise do Gráfico 3.1. Este gráfico expressa a equação 24 através da curva EB como sendo o lócus de equilíbrio no balanço externo, e a curva IB negativamente inclinada que representa a equação 17 e conseqüentemente o balanço interno, ambas as curvas sendo função da taxa de câmbio e do consumo. A intersecção das duas curvas representadas pelo ponto A é definida como sendo a taxa de câmbio de equilíbrio.

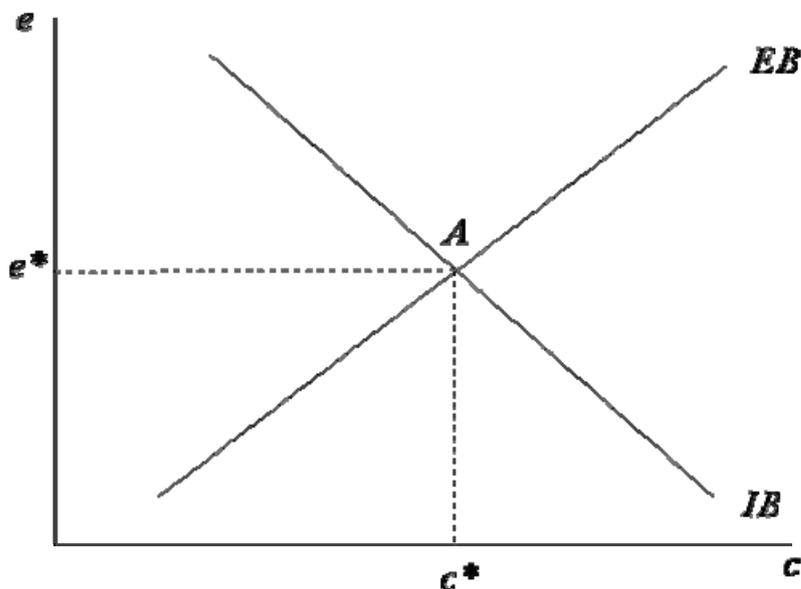


Gráfico 3.1 – Taxa de Câmbio de Equilíbrio

O primeiro fundamento que será analisada para identificar o movimento que um choque nesta variável causa na taxa de câmbio de equilíbrio são os gastos governamentais. De acordo com o modelo de Montiel, os gastos governamentais devem ser divididos em dois segmentos, gastos em bens *Tradables* e *Non Tradables*, uma vez que resultam em efeitos contrários na taxa de câmbio. Um choque positivo nos gastos em bens *tradables* não tem nenhum efeito no balanço interno, ao passo que causa um déficit no balanço de pagamento oriundo de um aumento no consumo de bens *tradables* o que ocasiona um

aumento do nível de preços destes bens, que por sua vez requer uma desvalorização cambial de forma a manter o balanço externo novamente em equilíbrio. Em termos gráficos, temos que um aumento em g_t causa um deslocamento da curva EB para a esquerda, fazendo com que a taxa de câmbio de equilíbrio caminhe para um novo ponto de equilíbrio onde a taxa de câmbio de equilíbrio é mais depreciada e o consumo privado também decresce. Em contrapartida, um choque positivo nos gastos em bens *Non Tradables* por parte do governo causa um impacto somente na curva do IB, que é deslocada para baixo, uma vez que este incremento de demanda deve causar um aumento nos preços relativos aos bens *tradables*. O novo ponto de equilíbrio após um aumento em g_n resulta em uma taxa de câmbio mais apreciada, assim como um consumo privado também inferior ao ponto de equilíbrio inicial A. Quando o governo, portanto, aumenta seus gastos, o impacto na taxa de câmbio real irá depender da composição dos seus gastos, isto é, da parcela do gasto que está atrelada aos bens *tradables* e daquela que está ligada aos bens *non tradables*. No modelo a ser estimado, o fundamento gasto de governo será representado pela variável despesa, variável esta que não exprime a composição entre gastos em bens *tradables* e *non tradables*. O ambiente externo é considerado um fundamento muito importante na determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio, principalmente quando estamos tratando dos chamados países emergentes. Mudanças nas condições de financiamento externo, sejam elas ocasionadas por fatores cíclicos ou por alterações na política macro econômica, acabam por fazer com que o volume disponível de crédito a ser emprestado para um certo país varie ao longo do tempo, ocasionando impactos no curto e no longo prazo. O impacto e a sensibilidade destas flutuações são captados no modelo macro adotado, no entanto será verificado que a magnitude deste impacto dependerá da percepção dos agentes acerca da conjectura do país analisado. Seja, então, um choque na disponibilidade de financiamento externo, choque este podendo ser provocado por uma diminuição na taxa de juros mundial, ou então da taxa de juros do título americano. Um choque nesta variável afeta diretamente a curva EB de equilíbrio no balanço externo, sendo o sentido deste efeito podendo ser captado pela primeira derivada da equação 24, tal qual demonstrada na expressão abaixo:

$$26. \left. \frac{de}{dr_w} \right|_{\dot{r}=0} = \frac{\rho + \pi_w}{p' y'_t} < 0$$

Ou seja, um choque na taxa de juros mundial deve ocasionar um movimento contrário na curva de equilíbrio do balanço de pagamento. Isto ocorre porque uma queda em r_w altera o volume de crédito disponível, gerando uma deterioração no fluxo de financiamento externo e conseqüentemente uma deterioração no balanço de pagamentos. Em termos gráficos, este movimento é representado por um deslocamento para a esquerda da curva EB, o que proporciona um desvalorização da taxa de câmbio real, como forma de equilibrar, sob as novas condições de liquidez, o balanço de pagamentos. Para manter a igualdade com a taxa de preferências intertemporais, que se manteve inalterada, o prêmio de risco tende a aumentar.

No caso de uma variação positiva na taxa de juros nominal o efeito na taxa de câmbio real segue na mesma direção da variação dos juros, ou seja, teremos uma depreciação cambial. Isto ocorre porque um aumento na taxa de juros nominal ocasiona uma queda na demanda por moeda e conseqüentemente um aumento nos custos de transação e uma queda na oferta de bens *tradables*, fato este traduzido por um deslocamento para a esquerda da curva EB, que encontrará um novo ponto de equilíbrio com um câmbio real mais desvalorizado.

Para verificar o impacto da variação nos termos de troca no modelo é necessário fazer algumas alterações no modelo para captar a diferença entre os bens *tradables* e *non tradables* nas exportações. No entanto, temos que uma variação positiva nos termos de troca ocasiona um apreciação cambial, mesmo movimento de uma maior abertura comercial, que também ocasiona uma apreciação cambial, dado uma migração de recursos dos bens *non tradables* para os bens *tradables*, o que, em ambos os casos, ocasiona um deslocamento da curva IB para a esquerda.

3 MODELOS VAR VEC

3.2 VAR e VEC Linear

Os modelos da classe VAR (Vetores Auto Regressivo) têm sido uma ferramenta muito utilizada na teoria econômica a partir da década de oitenta para a estimação de modelos econômicos dinâmicos, principalmente através das suas características que permitem ao pesquisador identificar relações entre mais de uma variável utilizando séries temporais. A grande vantagem em estimar um modelo utilizando um VAR é a não necessidade de se fazer qualquer hipótese a respeito da endogeneidade das variáveis, ou seja, é possível através desta metodologia estabelecer relações entre variáveis que violem o preceito da exogeneidade das variáveis explicativas, desta forma permite-se que as variáveis endógenas apareçam tanto do lado direito como do esquerdo das equações. Um VAR pode ser interpretado, de maneira intuitiva, como sendo uma generalização para mais de uma variável de um modelo auto-regressivo da classe AR, ou em outras palavras podemos definir um VAR(p) como sendo um sistema que trata as k variáveis endógenas do sistema como sendo função das suas p defasagens assim como das p defasagens das demais $k-1$ variáveis endógenas do sistema. Embora o objetivo final deste trabalho não seja explicar a taxa de câmbio de equilíbrio através de um modelo VAR, o completo entendimento desta modelagem se fará necessário para a especificação dos modelos MS-Var e posteriormente de vetores de cointegração que estejam sujeitos à mudança de regime.

De maneira mais formal, definimos um VAR(p) (Vetor de Autoregressivo de ordem p) para k variáveis como sendo um sistema de k equações contendo a k variáveis defasadas como descrito abaixo:

$$\begin{aligned} 1. \quad y_{1t} &= \alpha_1 + \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{12}y_{1t-2} + \dots + \beta_{1p}y_{1t-p} + \dots + \beta_{k1}y_{kt-1} + \beta_{k2}y_{kt-2} + \dots + \beta_{kp}y_{kt-p} \\ y_{2t} &= \alpha_2 + \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{12}y_{1t-2} + \dots + \beta_{1p}y_{1t-p} + \dots + \beta_{k1}y_{kt-1} + \beta_{k2}y_{kt-2} + \dots + \beta_{kp}y_{kt-p} \\ y_{kt} &= \alpha_k + \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{12}y_{1t-2} + \dots + \beta_{1p}y_{1t-p} + \dots + \beta_{k1}y_{kt-1} + \beta_{k2}y_{kt-2} + \dots + \beta_{kp}y_{kt-p} \end{aligned}$$

O sistema apresentado na equação 1 pode ser reduzido tal como segue abaixo:

$$2. Y_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^p Y_{t-j} \beta_j + U_t, \quad U_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

onde Y_t é um vetor de dimensão $1 \times K$ composto de K variáveis $(Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}, \dots, Y_{kt})$, de tal forma que y_{it} denota a i -ésima linha (i -ésima variável) do vetor Y no instante t , α_t denota um vetor de constantes de dimensão $1 \times K$, β_j para $j = 1, 2, \dots, p$ é a matriz de coeficientes das variáveis do sistema e possui dimensão $K \times K$ e U_t é o vetor de erros do sistema de dimensão $1 \times K$.

É possível transformar a equação 2 em uma forma mais reduzida, sendo que para isso utilizaremos as seguinte notações:

$$X_t = [1 \ Y_{t-1} \ Y_{t-2} \dots \ Y_{t-p}] \text{ e } \Pi = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta_1 \\ M \\ \beta_p \end{bmatrix} \text{ onde o vetor } X_t \text{ tem dimensão } 1 \times k.p+1 \text{ elementos e a}$$

matriz Π , por sua vez, possui dimensão $k.p+1 \times k$. Desta forma temos que o sistema VAR pode ser expresso como:

$$3. Y_t = X_t \Pi + U_t \text{ onde } U_t \sim IID(0, \Sigma)$$

A equação 3 pode ser interpretada como sendo um modelo de regressão multivariada que relaciona as variáveis endógenas contidas no vetor Y com as variáveis defasadas pré-determinadas contidas no vetor X , que para esta espécie de modelo são as próprias variáveis endógenas defasadas. A estimação do vetor Π pode ser realizada através do método de mínimos quadrados ordinários (OLS), que proporciona, por sua vez, estimadores eficientes sob a hipótese de distribuição normal dos erros. Desta forma, $\hat{\Pi}$ pode ser obtido através da maximização da função de Verossimilhança descrita como sendo $-\frac{kn}{2}(\log 2\pi + 1) - \frac{n}{2} \log \left| \hat{\Sigma} \right|$ onde $\hat{\Sigma}$ é um estimador de Máximo Verossimilhança para a matriz de variância-covariância.

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} (Y - X \hat{\Pi})^T (Y - X \hat{\Pi}) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{U}_t \hat{U}_t^T$$

A matriz de variância-covariância acima demonstrada nada mais é do que a média dos resíduos ao quadrado, assim como a variância de uma regressão simples, no entanto neste

contexto de um sistema de equações, a matriz de variância-covariância de um modelo VAR consegue captar a covariância entre as inovações, choques aleatórios, entre as k equações do sistema.

Como grande parte das séries econômicas possuem uma raiz unitária, foi necessário desenvolver uma teoria que abrangesse estas séries. Engle e Granger (1987) *apud* Enders, (1995) definiu que uma combinação linear de duas ou mais variáveis não estacionárias que resultasse em uma série estacionária, seriam séries ditas séries cointegradas. A combinação linear é chamada de Vetor de Cointegração e pode ser interpretada como sendo a relação de longo prazo entre as variáveis. De maneira mais formal, consideremos um conjunto de variáveis econômicas (x_1, x_2, \dots, x_n) no equilíbrio de longo prazo quando

$$\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n = 0$$

Definindo o erro de equilíbrio e_t como sendo o valor que a combinação acima difere da relação de longo prazo, podemos reescrever a equação acima com notação matricial tal como segue abaixo:

$$e_t = \beta x_t$$

- a- Se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, logo devemos supor que e_t deva ser estacionária.

É possível que haja mais do que vetor de cointegração capaz de expressar uma relação de longo prazo entre um conjunto de variáveis, sendo que o número de vetores de cointegração é denominado *cointegration rank*. Uma vez que ao multiplicarmos o vetor de cointegração por qualquer valor que seja diferente de zero, teremos que as suas propriedades serão mantidas intactas, ou seja será considerado o mesmo vetor, é convencionalmente exibido o vetor de cointegração normalizado com relação a uma das variáveis (mantendo o coeficiente desta variável como sendo igual a 1).

Para a formulação de um VEC, é possível seguir os processos abaixo, que na realidade tem uma ligação muito próxima com a metodologia do vetor de cointegração. A equação 15 abaixo pode ser entendida como sendo um vetor de correção de erros (VEC), onde y_t é um vetor de k variáveis não estacionárias I(1), x_t é um vetor de variáveis determinísticas (exógenas) e estacionárias e ε_t é um vetor de erros (inovações). É possível reescrever a equação 15 subtraindo dos dois lados da equação y_{t-1} , de forma que temos:

$$5. \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

onde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Pelo teorema de Granger, temos que se a matriz de coeficientes Π possuir um posto que seja $r < k$, logo existe matrizes α e β de dimensão $k \times r$, cada qual com posto igual a r , de forma que $\Pi = \alpha\beta'$ o que implica que $\beta'y_t$ seja $I(0)$. O número r é considerado o número de relações de cointegração existentes entre as séries, e cada coluna da matriz β é denominada um vetor de cointegração. O teste de Johansen, portanto, estima a matriz Π através de um VAR irrestrito e testa se há a possibilidade de rejeitar as restrições impostas no posto reduzido da matriz Π , ou seja se existe r relações de cointegração. A estatística teste do procedimento de Johansen se distribui conforme uma χ^2 com $(n-r)$ graus de

liberdade, talo como demonstrado abaixo. $-T \sum_{i=r+1}^n [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)]$

onde λ_i são as raízes características do modelo.

O processo de identificação dos vetores de cointegração será utilizado também nas modelagens com Markov Switching, que será demonstrado a seguir neste capítulo.

3.2 MS-VAR

O objetivo principal dos modelos da classe MS-VAR (*Markov Switching Vector Autoregressions*) é incorporar aos já tradicionais modelos VAR variações de regimes nas variáveis ao longo do tempo, transformando-os em modelos não lineares, com o objetivo de melhor retratar a evolução das séries econômicas, que freqüentemente estão sujeitas a choques exógenos que alteram dramaticamente as relações entre as variáveis, assim como as relações de causalidade em modelos dinâmicos. Este espécie de modelagem aparece como uma ferramenta importante na modelagem de variáveis macro-econômicas, tais como ciclos econômicos, demandas de bens, câmbio, etc., uma vez que permite que os

coeficientes dos vetores autoregressivos variem ao longo do tempo segundo os regimes que elas se encontram. Esta metodologia foi bastante desenvolvida e explorada no livro de Krolzig, (1997), tanto para processos AR(p), como para especificações VAR, VEC e Cointegração.

Um modelo com mudanças de regimes ao longo do tempo se torna um modelo não linear, pois ao permitirmos que seus parâmetros variem ao longo do tempo de maneira endógena, ou seja não sendo os *turnings points* determinados pelo pesquisador temos a não linearidade do modelo estabelecida. A diferença do modelo com mudanças de regime que seguem uma cadeia markoviana (modelos da classe MS) para um regime onde é empregado *dummies*, é que no primeiro não são conhecidos os *turnings points* de mudança de regime, ao passo que sob o modelo onde sejam empregadas *dummies* estes intervalos são pré estabelecidos.

Para as especificações de modelos tais como o MS-VAR assume-se que os regimes são condicionados a uma variável não observável s_t que indica o regime que prevalece para um dado instante t . Seja M o número de regimes possíveis, logo $s_t \in \{1, 2, \dots, M\}$. Desta forma, a função de densidade de probabilidade condicional do vetor de variáveis observáveis y_t pode é dada por:

$$6. \quad p(y_t | Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t | Y_{t-1}, \beta_1) & \text{se, } s_t = 1 \\ f(y_t | Y_{t-1}, \beta_M) & \text{se, } s_t = 2 \end{cases}$$

o que intuitivamente indica que a probabilidade condicional da variável y_t no instante t é condicionada a todos as variáveis defasadas e a variável não observável s_t que determina sob qual regime os parâmetros β_j do modelo no instante t estão. Para um dado regime s_t , iremos supor que o vetor de variáveis observáveis y_t é gerado por um modelo VAR(p) tal qual o descrito abaixo:

$$7. \quad E[y_t | Y_{t-1}, s_t] = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j}$$

onde $u_t = y_t - E[y_t | Y_{t-1}, s_t]$ é o resíduo, que assume-se que seja um ruído branco e que tenha uma matriz de variância e covariância também condicionada à variável não observável s_t . Desta forma, definimos o resíduo com possuindo uma distribuição normal,

$u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$. A escolha de um modelo da classe VAR para especificar as propriedades da alternância de regimes refere-se ao fato de que este será a base de toda a argumentação teórica a ser utilizada nesta dissertação, assim como as suas variantes tais como os modelos de correção de erro, VEC e cointegração. Uma vez demonstrado como a variável y_t é gerada em um ambiente onde há mudanças de regimes ditadas endogenamente por uma variável não observada, é necessário especificar como se dá o processo gerador desta variável s_t . Novamente, como o escopo desta dissertação é estimar modelos da classe MS-VAR, MS-VEC e MS-CI, assumiremos que a variável não observável s_t é gerada através de uma cadeia discreta e homogênea de Markov, tal como a descrita abaixo:

$$8. \text{Pr ob}(s_t | \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}) = \text{Pr ob}(s_t | s_{t-j}; \rho)$$

onde ρ é o vetor de parâmetros do processo gerador de regimes¹. A literatura acerca dos modelos MS-VAR e suas aplicações teve início nos estudos desenvolvidos por Goldfeld e Quandt (1973) apud Krolzig, (1997) e Hamilton (1998), que estendeu as aplicações propostas pelos autores iniciais no escopo da análise de séries temporais.

3.2.1 Variações nos modelos MS-VAR

Como melhor forma de entender um modelo MS-VAR e suas variações, partiremos de um modelo VAR(p) finito com intercepto tal qual descrito na equação 14, onde $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ é um vetor com k variáveis, u_t possui distribuição normal com variância constante, $u_t \sim IID(0, \Sigma)$, e que não há raízes unitárias sob ou no interior do círculo unitário.

$$9. y_t = v + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t$$

Rearranjando as variáveis, é possível transformar o modelo em um VAR ajustado pela média,

$$10. y_t - \mu = \beta_1 (y_{t-1} - \mu) + \dots + \beta_p (y_{t-p} - \mu) + u_t$$

¹ Extraído do Cap. 1 de KROLZIG, (1997)

onde $\mu = (I_k - \sum_{j=1}^p \beta_j)^{-1} v$. Considerando as equações 14 e 15 temos, portanto, duas especificações diferentes para uma mesma classe de VAR linear, sob as quais desenvolveremos as diferentes especificações do MS-VAR. A diferença entre elas se dará mais adiante, mas os resultados empíricos para os dados analisados demonstraram diferenças contundentes, tanto com relação à significância dos parâmetros analisados como nos critérios de seleção. A modelagem mais simples de um MS-VAR é aquela onde apenas as variáveis intercepto, v , ou a média μ estão sujeitas à variações de regimes (*Markov-Switch*), de tal forma que inserindo-as nas equações 13 e 14 teríamos os seguintes modelos MS-VAR:

$$11. y_t = v(s_t) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t$$

$$12. y_t - \mu(s_t) = \beta_1 (y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \beta_p (y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t$$

No caso da equação 16, temos que para cada instante do tempo t , a variável intercepto está sujeita a variável não observável s_t , podendo esta assumir M valores, considerando a hipótese de M diferentes regimes. O mesmo raciocínio pode ser estendido para o MS-VAR ajustado pela média, uma vez que neste caso a variável que muda de regime, alterando o seu valor de acordo com a variável não observável s_t , é a própria média μ . Uma segunda extensão, um pouco mais complexa, dos modelos MS-VAR seria possibilitar que não somente a média e o intercepto variem de regime, mas também os parâmetros dos componentes auto-regressivos, tal como demonstrado nas equações 18 e 19. Esta ampliação possibilita um aumento substancial na flexibilidade dos modelos, uma vez que permite a todos ou apenas aos coeficientes de determinadas variáveis tenham os seus valores se alternando ao longo do tempo. Esta flexibilidade acarreta ganhos de estimação bastante significativos, uma vez que é bastante plausível imaginarmos que certas variáveis possam determinar outras sob certas conjecturas econômicas, porém em outros períodos estas não sejam importantes (significativas). Estas características podem ser compreendidas através das teorias de ciclos econômicos, crises, etc. Para as estimações presentes neste trabalho, a incorporação do *Markov-Switch* nos parâmetros do VAR nos mostrará resultados bastante intuitivos e consistentes. O custo deste tipo de modelagem reside basicamente na perda de

do MS-VAR serão adotadas as mesmas referências contidas no trabalho de Krolzig, (1997), tal como segue abaixo:

- M** Markov-switching *Mean* – Média dependente da variável não observável s_t ;
- I** Markov-switching *Intercept* – Intecepto dependente da variável não observável s_t ;
- A** Markov-switching *Autoregressive parameters* – Parâmetros autoregressivos dependentes da variável não observável s_t ;
- H** Markov-switching *Heteroskedasticity* – Matriz de Variância covariância dependente da variável não observável s_t ;

De acordo com a notação estabelecida acima, temos que ao especificarmos um MSIA-VAR estamos modelando um VAR que possua os intercepto e os parâmetros alterando de regimes conforme a variável não observável s_t , podendo ser expresso da seguinte forma:

$$y_t = v(s_t) + \beta_1(s_t)y_{t-1} + \dots + \beta_p(s_t)y_{t-p} + u_t$$

As diferentes especificações dos modelos MS-VAR, seguindo a notação exemplificada acima, podem ser observadas na tabela abaixo.

Tabela 3.1 - Especificações para modelos da Classe MS-VAR

		MSM		MSI	
		μ Variável	μ Invariável	ν Variável	ν Invariável
A _j Invariável	\sum Invariável	MSM-VAR	Linear M-VAR	MSI-VAR	Linear M-VAR
	\sum Variável	MSMH-VAR	MSH-VAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A _j Variável	\sum Invariável	MSMA-VAR	MAS-VAR	MSIA-VAR	MAS-VAR
	\sum Variável	MSMAH-VAR	MSAH-VAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

Fonte: Krolzig, 1997, P. 14

Os modelos que serão estimados ao longo deste trabalho concentrarão nas especificações demonstradas acima, como forma de captar alterações de regimes existentes na taxa de câmbio de equilíbrio (ERER), assim como as variáveis que pressupõem que exerçam causalidade sobre ela e as suas volatilidade ao longo do período analisado.

3.2.2 A Função de Mudança de Regime

Uma vez definidas as diferentes especificações de um MS-VAR, é importante entender e definir o processo como é realizado a mudança de regime dos parâmetros a serem estimados do VAR, ou seja como que a variável não observável s_t é gerada e se comporta ao longo do tempo. A maneira mais simplificada de definir a mudança de regimes ao longo do tempo é tal como uma variável *dummie*, que pode assumir apenas os valores de 1, quando confirmado o evento, ou zero para todas as demais situações. Desta forma, dizemos que para um determinado instante de tempo t estamos em um certo regime M se a variável não observável s_t se comporta da seguinte forma:

$$I(s_t = m) = \begin{cases} 1 & \text{se } s_t = m \\ 0 & \text{se } s_t \neq m \end{cases}$$

É possível incorporar em um vetor ξ_t de dimensões $1 \times M$ os M estados possíveis da

variável s_t , $\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ M \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix}$ onde a esperança deste vetor $E|\xi_t|$ possui em cada uma de

suas M linhas a probabilidade em um determinado instante de tempo t da variável s_t estar em um dos seus M diferentes regimes. Como a soma das probabilidades da variável não observável estar em cada um dos M diferentes regimes deve ser igual a 1, logo temos que $E|\xi_t| = 1$. Desta forma, é possível escrever a função da média sujeita à alternância de regimes como sendo:

$$17. \mu(s_t) = \sum_{m=1}^M \mu_m I(s_t = m)$$

ou na forma matricial $\mu(s_t) = M \xi_t$, onde $M = [\mu_1 \ K \ \mu_m]$, sendo possível estender esta definição para as outras variáveis que estejam sujeitas à mudanças de regimes.

Uma vez definido a forma com que a variável não observável s_t se comporta ao longo do tempo, é necessário definir um modelo de como esta variável é gerada. Para os modelos da classe MS-VAR, assume-se que o processo que gera a variável estado é definido de acordo com uma Cadeia de Markov Ergótica com números finitos de estados

variando de 1 até M e probabilidades de transição p_{ij} . Seja s_t uma variável aleatória que pode assumir valores de 1 a M e supondo que a probabilidade dela assumir um determinado valor j depende unicamente do valor da variável estado no período anterior s_{t-1} , o que acarreta que os valores passados de s_t , $(s_{t-2}, \dots, s_{t-k})$, e y_t , $(y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-k})$, não interferem de maneira significativa na definição de s_t .

$$18. P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-1} = k, \dots; y_t, y_{t-1}, \dots\} = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij}$$

$$19. p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iM} = 1$$

O processo acima definido é conhecido como Processo de Markov de primeira ordem, e embora estas hipóteses possam ser consideradas bastante restritivas, de fato elas não o são. Segundo Friedmann (1994) *apud* Krolzig, (1997), cadeias de Markov de ordem maior que um podem ser obtidas através da cadeia de Markov de primeira ordem. A probabilidade de transição p_{ij} pode ser interpretada como sendo a probabilidade do estado i ser seguido do estado j . É freqüentemente conveniente agrupar as probabilidades em uma matriz de dimensão $M \times M$, denominada Matriz de Transição de Probabilidades (\mathbf{P}), onde a linha j e a coluna i é a probabilidade p_{ij} , que representa a probabilidade em um dado instante t da variável estar no regime i e mudar para o regime j .

$$20. \mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{pmatrix}$$

Uma hipótese freqüentemente assumida a respeito da Cadeia de Markov é que ela seja *ergodic*. Dizemos que uma cadeia de Markov é *ergodic* se exatamente um dos autovalores for igual a 1 e todos os demais estiverem dentro do círculo unitário. Sob esta condição existe uma condição estacionária para a distribuição de probabilidades dos regimes. A propriedade citada acima e que garante a estacionaridade da cadeia de Markov é denotada por $\bar{\xi} = E[\xi]$, $\mathbf{P}'\bar{\xi} = \bar{\xi}$ e $\mathbf{1}'_M \bar{\xi} = 1$ das quais seguem:

$$21. \bar{\xi} = \begin{pmatrix} \mathbf{I}_{M-1} - \mathbf{P}'_{1,M-1,1,M-1} & \mathbf{P}'_{1,M-1,M} \\ \mathbf{1}'_{M-1} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{0}_{m-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

Se $\bar{\xi}$ é estritamente positiva, logo todos os regimes possuem uma probabilidade não condicional positiva $\bar{\xi}_i > 0, i = 1, L, M$, o que é chamado de propriedade *irreducible*.

Uma vez definido a forma com que os regimes são gerados e as propriedades necessárias para a sua estimação, temos que definir o processo gerador de dados dos modelos MS-VAR e suas propriedades.

3.2.3 O Processo Gerador de Dados

Após as definições acerca das propriedades dos modelos MS-VAR, assim como as maneiras com que os regimes e seus parâmetros se comportam, é necessário descrever as implicações destas hipóteses no processo gerador de dados. Sejam dados os vetores da variável estado ξ e o vetor de variáveis endógenas defasadas $Y_{t-1} = (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p})$ a função de densidade de probabilidade condicional de y_t é dada por $p(y_t | \xi_t, Y_{t-1})$ e assumindo que os resíduos das equações do VAR seguem uma distribuição normal, temos que:

$$22. p(y_t | \xi_t = i_m, Y_{t-1}) \\ = \ln(2\pi)^{-1/2} \ln |\Sigma|^{-1/2} \exp\{(y_t - \bar{y}_{mt})' \Sigma_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{mt})\}$$

onde $\bar{y}_{mt} = E[y_t | \xi_t, Y_{t-1}]$ é a esperança condicional de y_t no dado regime m . As variáveis não observáveis que determinam os regimes necessitam ser geradas por alguma distribuição de probabilidade para o qual a probabilidade não condicional que s_t seja igual a um determinado valor j é denotada por p_{ij} .

$$23. P\{s_t = j; Y\} = p_{ij}$$

Pela definição de probabilidade em que $P\{AeB\} = P\{A|B\}.P\{B\}$, podemos escrever a probabilidade conjunta de $s_t = j$ e y_t como sendo:

$$24. p(y_t, s_t = j; Y) = f(y_t | s_t = j; Y).p\{s_t = j; Y\}.$$

Da afirmação contida na equação 27 de que os resíduos seguem uma distribuição normal, temos que a função de densidade não condicional de y_t pode ser obtida somando a probabilidade de $p(y_t, s_t = j; Y)$ para todos os valores de j , tal como segue abaixo:

$$25. p(y_t | Y_{t-1}) = \sum_{m=1}^M p(y_t, \xi_{t-1} = i_m | Y_{t-1})$$

Uma vez que a variável estado s_t é não observável, é necessário definir a função de densidade de probabilidade, o que seguindo a distribuição dos resíduos assume-se que seja a distribuição normal. Com isso, é possível construir a função de máximo verossimilhança para estimar os parâmetros sujeitos à alternância de regimes, tal como demonstrado abaixo:

$$26. L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t, \theta)$$

onde o $L(\cdot)$ é a função de máximo verossimilhança, vetor θ compreende o conjunto de médias, variâncias e probabilidades de transição para todos os j regimes. A estimação do parâmetro θ é obtida maximizando a função de verossimilhança sujeita à soma das probabilidades de transição seja igual a 1 e que todas as probabilidades para todos os regimes fossem maiores ou iguais a 0.

$$\max L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t, \theta)$$

27. *s.a.*

$$p_{i1} + p_{ij} + \dots + p_{iM} = 1$$

$$p_{ij} > 0, \forall ij$$

Uma vez que se obtém a estimativa do vetor θ , é possível realizar inferências a respeito do regime que tem a maior probabilidade de ter gerado, no instante t , a observação y_t . Pela definição de probabilidade condicional, temos que:

$$28. P\{s_t = j | y_t; \theta\} = \frac{p(y_t, s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} = \frac{\pi_j f(y_t | s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)}$$

Assumindo que a função de densidade de probabilidade é uma normal, é possível estimar os valores da probabilidade condicional para cada regime através do processo que será demonstrado mais adiante.

A estimação do parâmetro θ através da maximização da função de verossimilhança da equação 32 pode ser interpretada como a solução de um sistema de equações não lineares, onde os parâmetros podem ser elencados abaixo:

$$29. \hat{\mu}_j = \frac{\sum_{t=1}^T y_t \cdot P\{s_t = j | y_t; \hat{\theta}\}}{\sum_{t=1}^T P\{s_t = j | y_t; \hat{\theta}\}} \text{ para } j = 1, 2, \dots, N$$

$$30. \hat{\sigma}_j = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu}_j)^2 \cdot P\{s_t = j | y_t; \hat{\theta}\}}{\sum_{t=1}^T P\{s_t = j | y_t; \hat{\theta}\}} \text{ para } j = 1, 2, \dots, N$$

$$31. \hat{\pi}_j = T^{-1} \sum_{t=1}^T P\{s_t = j | y_t; \hat{\theta}\} \text{ para } j = 1, 2, \dots, N$$

Supondo que tivéssemos certeza a respeito da probabilidade de um determinado regime j ser o verdadeiro regime naquele determinado instante de tempo, ou seja no vetor ξ teria apenas uma linha sendo igual a 1 e todas as demais sendo iguais a zero, logo a estimativa da média (equação 34) seria simplesmente a média das observações em cada regime j . Como normalmente o valor das linhas do vetor de probabilidades varia de 0 à 1, logo a estimativa de $\hat{\mu}_j$ é a média ponderada de todas as observações da amostra, onde o peso para cada observação de y_t é proporcional à probabilidade de que num determinado instante t a observação em questão tenha sido gerada pelo regime j . O mesmo raciocínio pode ser aplicado às demais estimativas de variância e vetor de probabilidades. Uma vez que as equações são não lineares, não é possível resolvê-las analiticamente, sendo necessário solucioná-las através de métodos iterativos. O processo é iniciado com um valor arbitrário para $\theta^{(0)}$ que é substituído na equação 33 no lugar de $\hat{\theta}$, gerando uma estimativa para $p(y_t, s_t = j; \theta^{(0)})$, que por sua vez é substituído na equação 36 e por fim na equação 34 que produzirá uma nova estimativa para o vetor θ denominada $\theta^{(1)}$. Este procedimento deverá ser repetido diversas vezes até que os valores obtidos para $\theta^{(m+1)}$ e $\theta^{(m)}$ sejam inferiores a um critério de controle de convergência previamente estabelecido. Este algoritmo é um caso especial do princípio de máximo-verossimilhança

desenvolvido por Dempster, Laird e Rubin (1977) *apud* Hamilton (1994). A cada interação o valor da função de máximo-verossimilhança demonstrada pela equação 31 aumenta de valor, até o momento em que $\theta^{(m)} = \theta^{(m+1)}$, onde a função $L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t, \theta)$ atinge o seu valor máximo, o que faz ser a melhor estimativa para os parâmetros contidos no vetor $\hat{\theta}$.

3.3 Cointegração com Markov Switching

Assim como nos modelos VAR lineares onde foi possível aplicar a metodologia que permite a mudança de regimes, é possível utilizar este mesmo *approach* para as análises de vetores de cointegração, permitindo que estes sejam submetidos à alteração de regimes seguindo uma cadeia de markov. Se nos modelos MS-VAR expostos anteriormente havia a necessidade das séries serem estacionárias, a grande vantagem do vetor de cointegração é permitir que sejam trabalhadas séries com tendência, o que é bastante comum nas variáveis macro-econômicas. Em econometria, o vetor de cointegração pode ser interpretada como sendo uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Novamente o modelo básico de cointegração será baseado em um VAR finito com o intercepto estando sujeito à mudança de regimes markovianos.

$$32. y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t + v(s_t)$$

onde $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$, $v(s_t) = (v_1(s_t), \dots, v_k(s_t))$, a matriz coeficientes A_i possui dimensão $(K \times K)$, o vetor de erros $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$ possui distribuição normal gaussiana com matriz de variância e covariância Σ e y_0, \dots, y_{1-p} são valores pré fixados. O inverso do polinômio característico da equação 37 é dado por:

$$33. |A(z_t)| = |I_k - A_1 z - \dots - A_p z^p|$$

Se $|A(z_t)|$ possui uma ou mais raízes unitárias para $z = 1$, $|A(z_t)| = 0$, e todas as demais raízes unitárias estão fora do círculo, então as variáveis y_t são integradas e possivelmente cointegradas. No modelo simplificado apresentado a seguir consideraremos um processo

onde y_t é integrado de ordem 1, tal como as séries macro-econômicas que serão utilizadas neste trabalho, o que nos indica que a primeira diferença desta série, Δy_t , é estacionária, ao passo que y_t possui uma tendência clara. O processo $I(1)$ de y_t é dito cointegrado se existe ao menos uma combinação linear $c'y_t$ entre as variáveis que as torna estacionária. O número de combinações lineares possíveis de serem gerados podem ser definidos através de testes de cointegração, que indicam o número de combinações lineares que fazem com que as séries no nível se tornem estacionárias não podem ultrapassar o número de $K-1$ vetores. A variável $z_t = c'y_t - \delta$, onde $\delta = E[c'y_t]$ é a variável estocástica que mede os desvios em relação aos valores de longo prazo, explicitados pelo vetor de cointegração.

O conceito de cointegração está intimamente ligado aos modelos de correção de erro (VEC), uma vez que estes modelos conseguem ajustar os desvios de curto prazo aos valores de equilíbrio de longo prazo, definidos pelo vetor de cointegração. Da equação 37, ao subtrairmos y_{t-1} de ambos os lados e rearranjando os termos da expressão, construímos o vetor de correção de equilíbrio (*vector equilibrium correction*).

$$34. \Delta y_t = \sum_{i=1}^{p-1} D_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + u_t + v(s_t)$$

onde Δ é o operador diferença, a matriz de coeficientes é D_i e o posto da matriz Π é chamado de posto de cointegração. A equação 41 pode ser reescrita de uma outra forma, podendo Π ser decomposto em $\Pi = BC$, onde C é a matriz de cointegração. Para facilitar a notação, faremos $D(L)$ ser o operador da matriz de coeficientes dos parâmetros, de forma que $D(1) = I_K - D_1 - \dots - D_{p-1}$. Desta forma temos:

$$35. D(L)\Delta y_t = v(s_t) + BCy_{t-p} + u_t$$

O modelo da equação 34 acima pode ser denominado MSCI(M,r) VAR(p), onde M é o número de regimes, r o número de vetores de cointegração no sistema. Assim como nos modelos da classe MS-VAR, é possível especificar modelos MSCI-VAR com diferentes componentes do modelo estando sujeitos à mudança de regime, tais como intercepto de curto prazo, intercepto de longo prazo etc. Abaixo segue algumas especificações elencadas em Krolzig (1997).

$$36.$$

$$a. D(L)(\Delta y_t - \mu(s_t)) = B(Cy_{t-p} - \delta) + u_t$$

$$b. D(L)(\Delta y_t - \mu) = B(Cy_{t-p} - \delta(s_t)) + u_t$$

Na equação (a.), foi inserido a função de mudança de regime markoviano no intercepto de curto prazo, ao passo que na equação (b) a variável não observável s_t foi inserido no intercepto no vetor de equilíbrio de longo prazo. Ainda é possível, em um modelo mais amplo, inserir a mudança de regime tanto no intercepto de curto como no de longo prazo.

Modelos mais complexos e abrangentes permitem a inserção das mudanças de regime em mais componentes do que os contidos na equação 40, por exemplo, o que torna estes modelos mais atrativos e flexíveis, embora mais difíceis de serem estimados. Os parâmetros que podem se tornar regime dependentes são:

$D_i(s_t)$ - Markov Switching na matriz de parâmetros de curto prazo;

$B(s_t)$ - Markov Switching na matriz de feedback do mecanismo de correção de erros;

$C(s_t)$ - Markov Switching na matriz de cointegração, que define o equilíbrio de longo prazo;

$\Sigma(s_t)$ - Markov Switching na matriz de variância e covariância;

Neste trabalho será utilizado a especificação do modelo que permite a mudança de regime no vetor de cointegração, $C(s_t)$, uma vez que acredita-se que com isso consigamos captar efeitos diferenciados das variáveis contidas no vetor de cointegração na determinação da taxa de câmbio de equilíbrio. Segundo Krolzig (1997), ainda são necessários maiores estudos acerca da implicação de se permitir alterações de regimes no vetor de cointegração.

A estimação de $C(s_t)$ e posteriormente do MS-VEC será feita em duas etapas, seguindo o procedimento proposto em Krolzig (1997), sendo primeiramente estimado o vetor de cointegração sujeito às mudanças de regimes, e posteriormente inseri-se a variável resultante em um procedimento MS-VAR, reproduzindo, desta forma a equação 40.

A estimação do vetor de cointegração pode ser obtida através uma regressão onde uma das variáveis, dentre todas que demonstraram serem cointegradas pelo teste de Johansen, é considerada como sendo endógena e as demais como sendo exógenas. Os coeficientes obtidos nesta regressão são considerados os componentes de um dos vetores de

cointegração. A condição para que o procedimento acima seja válido é que o resíduo desta regressão seja estacionário, uma vez que isto caracteriza que existe ao menos uma combinação linear capaz de transformar o conjunto de variáveis não estacionárias em uma série estacionária, fato este que define o conceito de cointegração. Quando permite-se que os parâmetros do vetor de cointegração estejam sujeitos a mudança de regime, isto significa estimar, via o procedimento explicitado acima, a seguinte regressão:

$$37. y_t = \sum_{i=1}^p A_i(s_t)y_{t-i} + u_t$$

onde $A_i(s_t)$ é a matriz de parâmetros com Markov Switching que integrará o vetor de cointegração. Por fim, de 37 definimos que:

$$38. \sum_{i=1}^p A_i(s_t)y_{t-i} = C(s_t)$$

Estes modelos serão chamados de CI(M,r)-Var(p), e indicam que teremos um sistema de r vetores de cointegração sujeitos a M Regimes de Markov.

Para determinar o número de vetores de cointegração existentes entre as séries, utilizaremos os procedimentos do teste da razão de Máximo-verossimilhança de Johansen para sistemas de cointegração linear. O método utilizado para especificar o número de lags foi o Critério de Schwartz (SC) e o de Hannan-Quinn (HQ), mesmo que estes procedimentos sejam indicados para sistemas lineares. Segundo o trabalho de Johansen-Saikkonen, apud Krolzig (1997), mesmo que o modelo a ser perseguido seja um modelo com mudança de regimes, é possível e o mais indicado utilizar o instrumental para especificação e identificação de cointegração linear. Assim como nos modelos da classe MS-VAR, a estimação do vetor de cointegração também gerará uma matriz de probabilidades de transição que definirá, para cada instante t do tempo, em qual regime melhor se adequa à série.

Para a estimação dos modelos demonstrados neste capítulo, utilizou-se os programas econométricos *E-views 4.0* para aqueles modelos lineares, e o programa *Ox*, rodado na plataforma *GiveWin* para os modelos não lineares (*Markov Switching*).

A programação utilizada nos modelos MS-VAR foram obtidas no *website* de Hans M. Krolzig e Jurgen A. Doornik. Abaixo, segue a programação utilizada para os modelos de cointegração e MS-VEC seguem abaixo

3.4 Programação OX

```
/*
MSVAR 1.30 for OX 3.00
Example: MS-VECM of US Output and Employment (Krolzig and Toro, 1998) *
*(c) Hans-Martin Krolzig, Oxford, 2001
#include <oxstd.h>
#import <msvar130>
main()
{
decl time=timer();
decl msvar = new MSVAR();
msvar->IsOxPack(FALSE);
msvar->Load("Ox_tese_94_tri.xls");
msvar->SetOptions(FALSE,TRUE,TRUE); // settings (automatic StdErrors, DrawResults, save gwg
files)
msvar->SetPrint(TRUE,TRUE); // all results are printed
msvar->SetEmOptions(1e-6, 100, 4); // EmAlg specification (tolerance, max.#iterations,
max.#iterations for MSteps)
decl M=3; // number of regimes
decl p=1; // number of lages
decl fModel=MSIAH; // model type
msvar->Select(Y_VAR, { "ERER", 0, 0 });
msvar->Select(X_VAR, { "open", 0, 0, "dspread", 0, 0, "despesaIN", 0, 0, "yieldIN", 0, 0, "tot", 0, 0
}); // initialize regimes

msvar->SetSample(1994,1,2005,3);
msvar->SetModel(fModel, M); // model specification
print(msvar->Estimate()); // estimates
println("\nIsConverged=",msvar->IsConverged());

msvar->StdErr();
msvar->PrintStdErr();
print(msvar->GetCovar());
*/
```

```
msvar->DrawResults();           // shows graphics
msvar->DrawErrors(TRUE);        // shows graphics
msvar->DrawFit();                // shows graphics
msvar->DrawModelAnalysis();     // shows graphics
msvar->CycleDating();           // prints regime classification
msvar->TestAsy();               // asymmetry tests

println("\nSmoothed regime probabilities:");
println("%10.4f", msvar->GetProbSt());
}
*****
```

4. ANÁLISE EMPÍRICA

4.1 Formação dos Dados

Para a estimação dos modelos sugeridos nos capítulos anteriores, foram utilizadas os seguintes dados como *proxies* para os fundamentos elencados no modelo teórico: a Taxa de Câmbio Real (*ERER*) foi calculada como sendo o produto da taxa de câmbio nominal pela razão entre os índices de preço brasileiro (IGP-DI) e o índice de preço dos Estados Unidos (Consumer Index Price obtido no Bureau of Labor Statistics); Grau de abertura da Economia (*Open*), expresso em índice base 100 e medido através do índice do Comércio Corrente (base 4º trimestre de 2000) dividido pelo índice do PIB na mesma base. Quanto maior o índice obtido, maior é o grau de abertura da economia, uma vez que maior é o peso do comércio internacional no PIB; gastos do governo (*Despesain*) expresso em índice base 100 no quarto trimestre de 2000 e deflacionado pelo IGP-DI. A *proxie* utilizada não é capaz de distinguir os gastos do governo em bens *tradables* e *non tradables*; Termos de Troca (*Tot*) calculado como sendo a razão entre o índice de preços das exportações e o índice de preços das importações, também expresso em índice base quarto trimestre de 2000; produtividade (*Yieldin*) calculada como sendo a razão entre o IPC dos bens comercializáveis e o IPC dos bens não comercializáveis e também expresso em índice na mesma base das variáveis anteriores. A utilização desta variável como *proxie* da produtividade tem as suas limitações, uma vez que assume-se que o diferencial de produtividade entre os setores de bens *tradables* e *non tradables* possa ser explicado através da evolução da diferença entre os seus níveis de preços, assumindo que a situação de equilíbrio micro-econômico; diferencial da taxa de juros (*Spread*) calculada como sendo a razão dos logaritmos da taxa selic com relação ao T-Bill de três meses (título do governo americano de maturidade igual a 3 meses e considerado como sendo aquele que reflete a taxa de juros mundial, ou seja a remuneração de um ativo base sem risco; e Juros (*Juros*) obtido a partir dos juros em dólares pagos pelo Brasil aos detentores dos títulos de dívida externa e deflacionadas pelo índice de preço *Consumer Index Price*. Esta variável não foi transformada em índice, sendo utilizada os seus valores reais. Os dados são expressos na periodicidade trimestral com início no primeiro trimestre de 1994 e com término no

terceiro trimestre de 2005. A escolha deste período advém da busca em captar a nova estrutura da economia brasileira, que vem sendo construída após a implementação do Plano Real. A amostra completa possui quarenta e sete observações, o que pode ser um fator limitante. No entanto, apesar do número ainda pequeno de observações, preferiu-se utilizar a periodicidade trimestral em detrimento à mensal, como forma de utilizar menos lags e obter um modelo mais parcimonioso. Um outro ponto a favor da utilização de dados trimestrais é que esta periodicidade ajuda a atenuar a volatilidade existente na taxa de câmbio, principalmente nos períodos de crises externas, fato este que ficou evidenciado nas análises de cointegração com dados mensais, onde os parâmetros estimados do vetor de cointegração, em muitos casos, tornavam-se não significativos.

4.2 Estacionaridade das Séries

Como explicitado no capítulo anterior de metodologia, a primeira etapa no processo de trabalhos dos dados é realizar os testes para verificar se as séries em questão são integradas de ordem zero, ou seja, se elas são estacionárias. A Tabela 4.1 abaixo mostra os testes ADF aplicados a todas as séries no nível e também na primeira diferença. Os resultados nos indicam que apenas a variável que exprime o diferencial de juros cobrados no Brasil com relação aos Estados Unidos não é integrada de ordem zero. A variável *Yieldin* no nível originou uma estatística de teste muito próximo do valor crítico a 1%, no entanto, sabendo do baixo poder dos testes de determinação de raiz unitária e também pela questão intuitiva de ganho de produtividade ao longo dos anos e da dificuldade de mensuração desta variável, assumiremos que a variável *Yieldin* é integrada de ordem um, passo que a sua primeira diferença é estacionária. As estatísticas testes das demais variáveis no nível não foram capazes de rejeitar a hipótese nula de presença de ao menos uma raiz unitária, sendo, portanto, definidas como séries não estacionárias.

Uma vez definidas as séries que são estacionárias, o próximo passo da análise empírica é a realização do procedimento de Johansen para a verificação da existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, ou seja, se há algum vetor de cointegração.

Tabela 4.1. – Testes ADF's

Variável	ADF Statistic	Valor Crítico - 1%	Ordem de Integração
Juros	0,4755	-2,6143	I(1)
ERER	-0,7513	-2,6143	I(1)
open	-0,9380	-2,6143	I(1)
despesaIN	1,2160	-2,6143	I(1)
tot	0,1341	-2,6143	I(1)
spread*	-4,1831	-2,6143	I(0)
yieldIN*	-2,4252	-2,6143	I(0)
dJuros*	-6,2184	-2,6155	I(0)
dERER*	-5,1240	-2,6155	I(0)
dopen*	-5,3429	-2,6155	I(0)
ddespesain*	-5,9934	-2,6155	I(0)
dtot*	-4,0574	-2,6155	I(0)
dyieldin*	-2,6462	-2,6155	I(0)

As variáveis com * indicam a rejeição de hipótese nula para a presença de raiz unitária a 1% de significância;

4.3 Testes de Cointegração

Para a identificação do número de vetores de cointegração existentes entre as variáveis descritas acima e que julgamos ser boas *proxies* para a estimação da taxa de câmbio de equilíbrio tomando como base o modelo teórico de Montiel. Para isso, utilizaremos o procedimento de Johansen do E-views, estimando primeiramente a relação da variável ERER, OPEN, TOT, DESPESAIN, JUROS, YIELDIN e SPREAD como variável exógena é utilizando apenas um *lag*. Os resultados do teste indicaram que havia um vetor de cointegração a um nível de significância de 5% pelo teste do posto da matriz de cointegração, no entanto o resultado não foi o mesmo quando o teste considerado foi aquele que maximiza o autovalor (*Max Eigenvalue Test*), quando não foi considerada existência de nenhum vetor de cointegração nos níveis de 1% e 5%. Como o valor da estatística *t* da variável JUROS não ficou bem abaixo do mínimo necessário para que este fosse considerado diferente de zero, optamos por testar a existência de cointegração somente para as variáveis ERER, OPEN, TOT, DESPESAIN, YIELDIN e SPREAD, sendo esta última sendo considerada como exógena. Os resultados obtidos demonstraram que havia, considerando o nível de significância de 1%, apenas um vetor de cointegração quando consideramos a estatística teste *Trace Statistic*. Os valores dos testes podem ser vistos na Tabela 4.2 abaixo:

Tabela 4.2 – Teste de Cointegração

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0,60335	89,51766**	68,52	76,07	41,611**	33,46	38,77
At most 1 *	0,53146	47,91	47,21	54,46	34,11582**	27,07	32,24
At most 2	0,22951	13,79	29,68	35,65	11,73	20,97	25,52
At most 3	0,04005	2,06	15,41	20,04	18,39	14,07	18,63
At most 4	0,00485	0,22	3,76	6,65	0,22	3,76	6,65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Uma vez que o teste de cointegração indicou a presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis classificadas como fundamentos do modelo macro econômico, estimou-se a seguinte regressão, também denominado de vetor de cointegração.

$$1. \quad ERES = \alpha_1 Open + \alpha_2 Tot + \alpha_3 Despesain + \alpha_4 Yieldin + \beta Spread + \varepsilon$$

Os coeficientes obtidos no vetor de cointegração explicitado acima foram significativos e com sinal dentro do esperado pela modelagem teórica, tal como demonstrado na Tabela 4.3. A única exceção foi a variável *Open*, que se mostrou com sinal positivo, quando deveria ser negativo, porém significativo ao nível de 1%. A variável TOT possui sinal condizente com a teoria, no entanto o seu nível de significância está um pouco abaixo de 5%.

Tabela 4.3 – Coeficientes Vetor de Cointegração Normalizados - Linear

	Coeficiente Normalizado	Desvio Padrão	T- Value
ERER	1,00		
OPEN	0,02	0,00	-6,58
TOT	-1,34	-0,80	1,67
DESPESAIN	-0,02	0,00	6,30
YIELDIN	-0,01	0,00	2,80

Uma vez definido que existe uma relação de longo prazo envolvendo as variáveis elencadas como fundamentos no modelo teórico, e obtidos os resultados da modelagem linear, o próximo passo será estimar os modelos com mudança de regime. O propósito desta estimação não linear é verificar se há ganhos de estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio quando permite-se que os parâmetros do vetor de cointegração variem conforme os diferentes regimes gerados através de uma variável não observável.

4.4 Modelos MS-VAR

Serão apresentados neste capítulo duas especificações de modelos da classe CI(M,r) Vap(p), dentre as quais será escolhido o melhor modelo ao qual serão feitas as análises dos fundamentos e dos períodos de *misalignments* da taxa de câmbio de equilíbrio.

O primeiro modelo especificado será o descrito na equação abaixo, e busca identificar a existência de regimes diferenciados na variância ao longo de tempo e conseqüentemente se há impactos na média da taxa de câmbio de equilíbrio. Para isso, foi utilizada as variáveis cujo teste de cointegração indicou a presença de uma relação de longo prazo em uma especificação do modelo CI(3,1) VAR(0) – MSIH(3) ARX(0), onde permite-se que o modelo esteja sujeito à três regimes, com 1 vetor de cointegração e todas as variáveis sendo tratadas no nível.

$$2. \quad EREER = i(s_t) + \alpha_1 Open + \alpha_2 Tot + \alpha_3 Despesain + \alpha_4 Yieldin + \beta Spread + \varepsilon$$

a. onde $\sigma^2(s_t)$ e $s_t = 1, 2, 3$

A idéia intuitiva é que, uma vez identificada a presença de regimes diferenciados para a variância e para os interceptos da equação 2, logo se poderá evoluir na hipótese de que condições exógenas, tais como crises políticas, condições de financiamento externo, propensão a tomada de risco pelos agentes internacionais pode resultar em alterações na taxa de câmbio de equilíbrio, e mais profundamente pode alterar o impacto relativo de cada fundamento econômico na definição da taxa de câmbio. Os resultados da estimação podem ser conferidos na Tabela 4.4. e no Gráfico 4.1. Foi inserida neste modelo uma *dummie* para o terceiro trimestre do ano de 2001, como forma de corrigir uma inconsistência neste trimestre. O valor significativo desta *dummie* no modelo, corrobora a hipótese de que realmente este trimestre específico havia um descolamento desta observação.

O modelo estimado indicou a presença clara de três regimes distintos e bem definidos associados a três diferentes níveis de volatilidade e a três interceptos. Os testes de linearidade aplicados para a identificação de regimes rejeitaram a hipótese nula de linearidade (ausência de regimes diferenciados) a um nível de significância maior que 99%. O primeiro, segundo e terceiro regimes são associados respectivamente a níveis crescentes dos valores do intercepto e volatilidade, indicando que haja uma relação de quanto maior a volatilidade do câmbio, mais desvalorizado tende a ser a taxa de câmbio de equilíbrio,

como forma de corresponder a um ajuste no balanço de pagamentos oriundos do menor fluxo de capitais ao país e aumento da percepção do risco por parte dos agentes do mercado.

Tabela 4.4 – Modelo 1 - Coeficientes

	Coef	Std Error	t-val
Const(Reg.1)	3,07	0,46	6,70
Const(Reg.2)	3,39	0,44	7,69
Const(Reg.3)	3,80	0,45	8,39
open	-0,01	0,00	-6,20
spread	-4,22	1,85	-2,28
despesaIN	0,01	0,00	5,65
yieldIN	0,00	0,00	-0,98
dummie	0,26	0,08	3,23
totin	-0,01	0,00	-3,57

Standard error (Reg.1)	0,0663
Standard error (Reg.2)	0,0777
Standard error (Reg.3)	0,1851

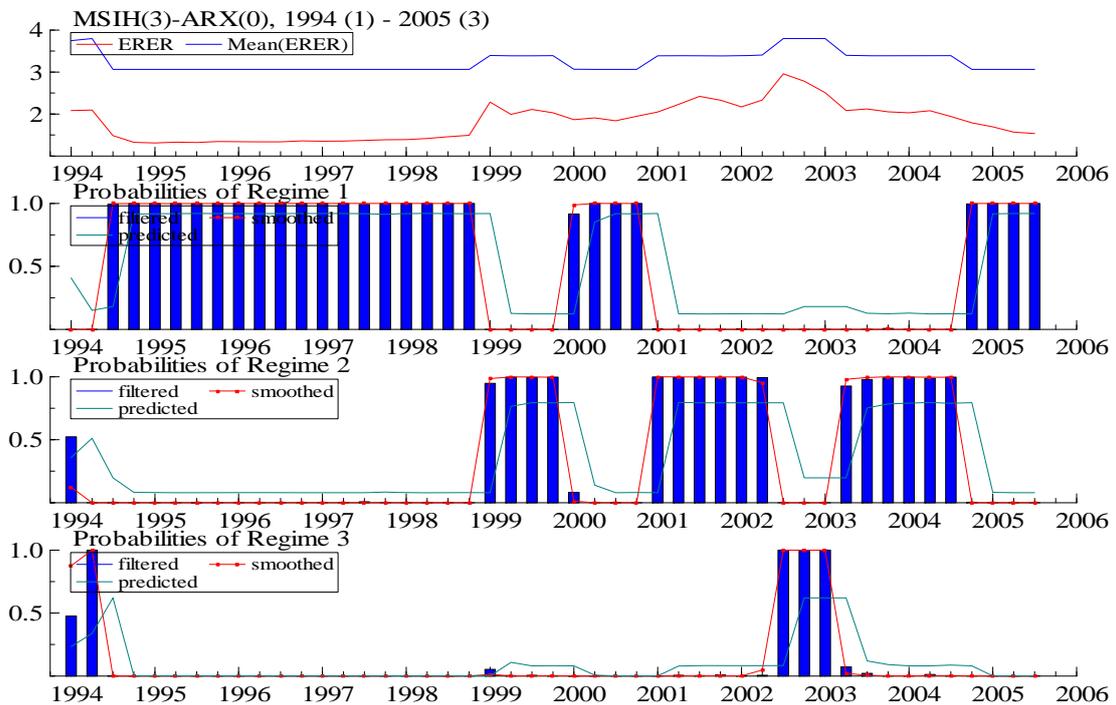


Gráfico 4.1 – Modelo 1: MSIH(3) – ARX(0) – Estimação e Regimes

A análise dos coeficientes da Tabela 4.3. nos mostra que todas as variáveis, com exceção da produtividade (YIELDIN) se mostraram significativas ao nível de 1% de significância. Os sinais das variáveis novamente encontram-se de acordo com a teoria, incluindo os interceptos que possuem sinal positivo associado a cada regime. A única exceção é a variável *spread*, que apresenta o sinal negativo. Para o caso da variável gastos do governo (*despesain*), como não é possível identificar a proporção daquilo que é despesa em bens *tradables* e *non tradables*, o sinal positivo desta variável não contraria os movimentos propostos pelo modelo de Montiel. Uma análise um pouco mais específica na distribuição dos regimes nos indica claramente que o regime 3, que possui a maior variância e o maior valor do intercepto está associado ao maior nível de risco. Podemos nomear este regime, para efeito didático, de regime de risco extremo. Isso pode ser evidenciado uma vez que o período que o modelo direcionou como sendo pertencente a este regime é justamente aquele pré-eleição presidencial de 2002, onde o câmbio brasileiro sofreu uma depreciação muito forte, associado a um aumento drástico do *spread* de juros, o chamado risco Brasil, comportamento este motivado por uma retirada maciça de dólares do Brasil como resposta à incerteza acerca da política econômica que seria adotada pelo governo Lula, que até então liderava as pesquisas de opinião. O primeiro regime será chamado de regime de estabilidade, e está associado a uma menor volatilidade, ausência de crises externa, percepção de risco menor, crescimento econômico e inflação sob controle. O segundo regime pode ser definido como sendo um regime de transição. O período referente ao câmbio fixo brasileiro está alocado, de acordo com o modelo, no regime de estabilidade, o que demonstra que mesmo sob um ambiente externo nem sempre favorável, a taxa de câmbio real de equilíbrio não alternou para o segundo e o terceiro regime. A matriz de transição de probabilidade exposta na Tabela 4.5. e a alocação dos regimes ao longo do tempo Tabela 4.6, ajudam a entender melhor a dinâmica da taxa de juros e a correlação do seu comportamento com os três diferentes regimes.

Tabela 4.5 – Modelo 1 – Matriz de Transição de Probabilidade

----- matrix of transition probabilities -----			
	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0,920	0,080	0,001
Regime 2	0,123	0,797	0,080
Regime 3	0,181	0,198	0,621

A tabela acima nos mostra que a taxa de câmbio não dá saltos do primeiro para o terceiro, sendo que a probabilidade associada a este evento é muito baixa. De acordo com o modelo calculado, a probabilidade da taxa de câmbio de equilíbrio, estando no regime 1, se altera para o três é de aproximadamente 0,1%, enquanto que o inverso é de 18%. Isso nos indica e fortalece a definição do regime 2 como sendo um regime de transição, onde podemos associar um grau moderado de risco.

Os valores de intercepto se mostraram extremamente significativos e conforme mencionado anteriormente seguem a intuição econômica onde a taxa de câmbio real de equilíbrio em momentos de maior volatilidade tem, de fato, de ser mais depreciada quando comparada ao regime de estabilidade, fato este explicado pela evasão de divisas, restrição ao crédito por parte dos financiadores externos, seja esta restrição oriunda de um problema particular do Brasil, como foi o caso das eleições presidenciais, como também por movimentos cíclicos da economia mundial.

Tabela 4.6 – Modelo 1 – Duração de Regimes

<u>Regime 1</u>	<u>Regime 2</u>	<u>Regime 3</u>
1994:3 - 1998:4 [0.9999]	1999:1 - 1999:4 [0.9949]	1994:1 - 1994:2 [0.9381]
2000:1 - 2000:4 [0.9968]	2001:1 - 2002:2 [0.9910]	2002:3 - 2003:1 [1.0000]
<u>2004:4 - 2005:3 [0.9999]</u>	<u>2003:2 - 2004:3 [0.9939]</u>	

Uma análise mais detalhada dos resultados da estimação do modelo pode ser observado no conjunto de Gráficos 4.2 abaixo onde pode-se observar que não se pode rejeitar a hipótese nula de que eles são iguais a zero, assim como pode-se aceitar as normalidade dos resíduos.

O comportamento das estimativas do vetor de cointegração com *Switching Markov* podem ser visualizados no Gráfico 4.3.(linha azul), assim como a sua primeira previsão para um período a frente (linha verde).

Uma vez observado que a taxa de câmbio real pode ser estimada considerando três regimes distintos, é razoável supor que os efeitos dos fundamentos econômicos na determinação da taxa de câmbio também possam ser diferentes ao longo do tempo, ou seja, além de diferenças de volatilidade ao longo do tempo, em períodos de crise, por exemplo, os coeficientes deveriam impactar diferentemente a formação da taxa de câmbio real, contribuindo para uma melhor aderência do modelo à realidade.

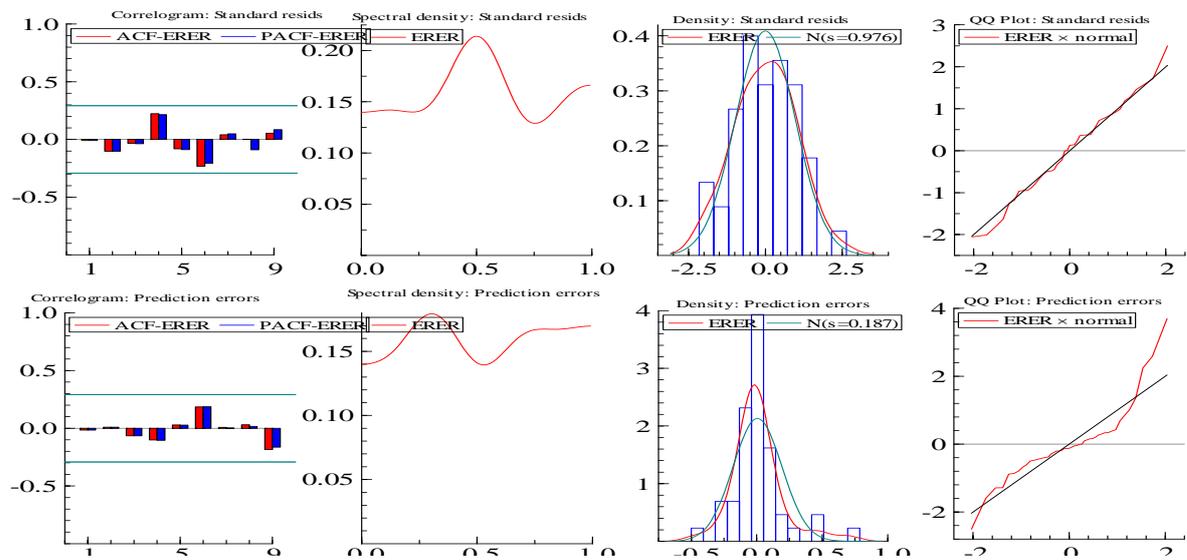


Gráfico 4.2 – Modelo 1 – Análise Resíduos

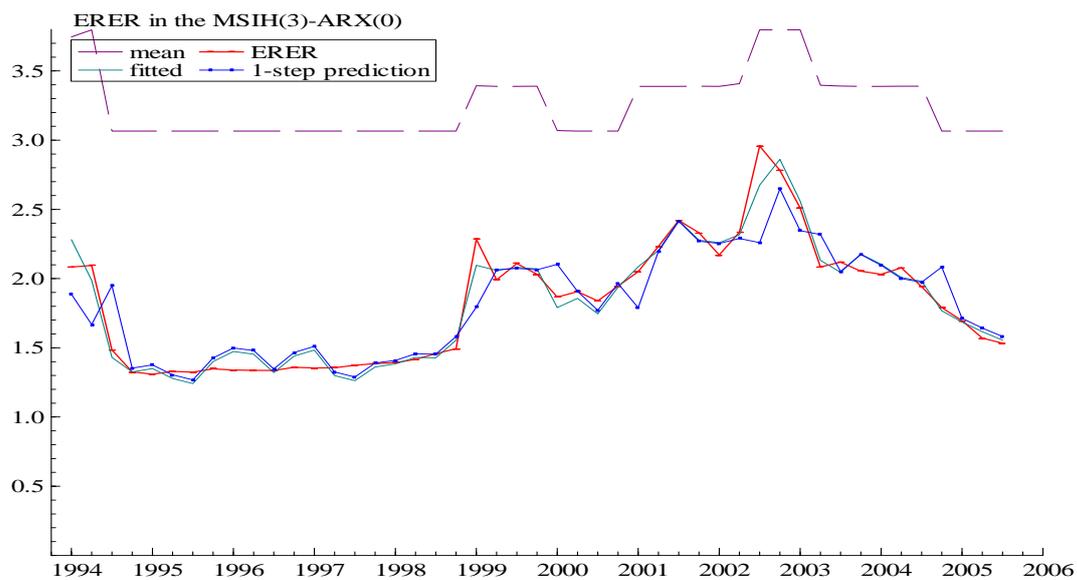


Gráfico 4.3 – Modelo 1 – Análise Conjunta

Sendo assim, testou-se um modelo onde os fundamentos estavam sujeitos a dois regimes distintos, como forma de testar se poderíamos evoluir na hipótese de que os fundamentos que geram a taxa de câmbio real alteravam o seu impacto quando em regimes distintos. Os resultados desta estimação estão contidos no apêndice deste capítulo e foram bastante conclusivos em afirmar que, de fato, as magnitudes dos coeficientes das variáveis

fundamentos se alteravam entre os diferentes regimes, que por sua vez eram bem definidos ao longo do tempo, proporcionando a extensão deste instrumental para mais regimes.

O próximo modelo tem como objetivo propor uma especificação em três regimes, seguindo a proposta do modelo da equação 2, onde identificamos através da volatilidade e intercepto a presença de um regime de estabilidade, um regime de risco extremos e um terceiro regime dito intermediário. A proposta do modelo a ser estimado adiante é deixar com que os coeficientes dos fundamentos variem de acordo com estes três regimes. O modelo estimado está descrito na equação 3, cuja especificação será CI(3,1) Var(0) – MSIA(3) ARX(0).

$$3. \quad ERES = i(s_t) + \alpha_1(s_t)Open + \alpha_2(s_t)Tot + \alpha_3(s_t)Despesain + \alpha_4(s_t)Yieldin + \beta(s_t)dsread + \varepsilon$$

onde $s_t = 1, 2, 3$

Novamente neste caso evitou-se utilizar a variável *spread*, uma vez que o resultado do modelo mostrou-se muito melhor quando foi utilizado a primeira diferença desta série. A exclusão da variância como um parâmetro também sujeito aos regimes, deve-se basicamente a dois motivos: o primeiro, e mais forte, devido ao baixo número de observações, o que iria reduzir ainda mais o número de graus de liberdade do modelo. O segundo motivo, refere-se ao objetivo de concentrar os impactos da diferenciação dos regimes nas alterações nos coeficientes dos fundamentos macro-econômicos. Este fato é induzido pela hipótese de que a variância da taxa de câmbio de equilíbrio foi constante ao longo do tempo. Ou seja, assumiremos que dado o número de observações existentes e o objetivo de identificar diferenças nos coeficientes de longo prazo de determinação da taxa de câmbio real, somente as variáveis de longo prazo e o intercepto refletirão as alterações de regimes existentes na determinação da taxa de câmbio real.

Os resultados obtidos na estimação do modelo da equação 4, novamente sinalizaram regimes bem definidos, com exceção do primeiro trimestre de 2000, onde houve um deslocamento abrupto.

O teste de linearidade LR rejeitou fortemente a hipótese nula de que o modelo estimado fosse linear, ou seja de que não houvesse regimes diferenciados. Um outro indicador de melhora desta especificação com *switching markov* frente à linear são os indicadores de AIC, HQ e SC, além do próprio valor da *log likelihood*, que é substancialmente superior ao valor do modelo linear.

Tabela 4.7 – Modelo 2 – Testes Iniciais

-----em algorithm converged -----

MSIA(3)-ARX(0)

Estimation sample

no. obs.	46	linear system	46
no. parameters	25	linear system	7
no. restrictions	12	linear system	
no. nuisance	6	linear system	

log-likelihood	47,79	linear system	8,70
----------------	-------	---------------	------

AIC criterion	-0,991	linear system	-0,074
HQ criterion	-0,619	linear system	0,030
SC criterion	0,003	linear system	0,204

LR linearity Test 781.740

Chi(12) = [0.0000]**

Chi(18) = [0.0000]**

DAVIES = [0.0000]**

Os regimes obtidos e demonstrados no Gráfico 4.4 corroboram a definição dada no modelo da equação 2, onde o primeiro regime é identificado como sendo o regime de estabilidade, o segundo de transição e o terceiro de risco extremo.

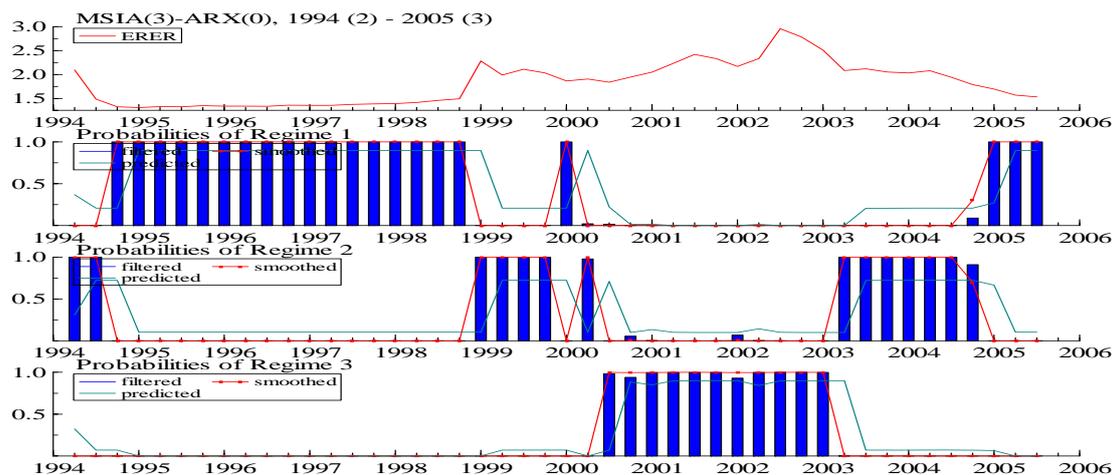


Gráfico 4.4 – Modelo 2 - : MSI(3) – ARX(0) – Estimação e Regimes

Comparando os resultados das probabilidades do regime deste modelo com o do modelo da equação 3, vemos que o período pré crise asiática (ano de 1996 e 1997), ao contrário da especificação anterior, neste modelo está alocada no regime de estabilidade. A primeira mudança ocorre no maxi desvalorização de 1999, onde houve a ruptura do regime cambial de fixo para flutuante. A passagem para o terceiro regime ocorre no terceiro trimestre de 2000 e dura até o primeiro trimestre de 2003, englobando a implementação do regime de metas de inflação, a crise Argentina e por fim a crise pré eleitoral de 2002. Após

a posse do presidente Lula e a implementação de uma política considerada ortodoxa pelo mercado, a taxa de câmbio real volta para o chamado regime de transição, aonde permanece até o final de 2004. A partir do início de 2005, a taxa de câmbio real volta a ser explicada pelos fundamentos no regime de estabilidade, reproduzindo a situação existente no período de câmbio fixo. A determinação da taxa de câmbio pelo regime 1 a partir de 2005 também foi obtido nos outros dois modelos estimados com *markow switching*, o que fortalece a idéia de que a situação atual possui fortes semelhanças com aquela do período onde a política de câmbio fixo era aplicada. Será estimada, na seqüência deste capítulo, a taxa de câmbio de equilíbrio como forma de identificar os momentos em que a taxa de câmbio observada esta depreciada ou apreciada, de acordo com o modelo econométrico estimado. Os períodos referentes a cada regime estão descritos na Tabela 4.8, assim como a matriz de transição de probabilidades.

Tabela 4.8 – Modelo 2 – Matriz Transição de Probabilidades

Matrix of transition probabilities			
	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0,90	0,10	0,00
Regime 2	0,21	0,72	0,07
Regime 3	0,00	0,10	0,90

Regime 1

1994:4 - 1998:4	[1.0000]
2000:1 - 2000:1	[1.0000]
2005:1 - 2005:3	[1.0000]

Regime 2

1994:2 - 1994:3	[1.0000]
1999:1 - 1999:4	[1.0000]
2000:2 - 2000:2	[1.0000]
2003:2 - 2004:4	[0.9568]

Regime 3

2000:3 - 2003:1	[0.9990]
-----------------	----------

Assim como identificado no modelo da equação 2, não há saltos do terceiro para o primeiro regime, e vice versa, o que fortalece a hipótese adotada de que o segundo regime é de fato um regime de transição. Esta mesma hipótese pode ser evidenciada através da análise da matriz de probabilidade de transição, onde o valor da probabilidade do regime, dado que ele está no 1 seguir para o três é próximo de zero, o mesmo acontecendo para a probabilidade do regime, uma vez estando em 3 ir para o regime 1.

Os coeficientes obtidos do modelo estão expostos na tabela 4.9. e seguem o mesmo padrão dos coeficientes do modelo anterior. No regime 1, temos que apenas as variáveis *yieldin* e *totin* não são significativos a 95%. Os sinais, no entanto, estão de acordo com a teoria. O ponto a ser destacado neste regime é que a produtividade e os termos de troca se mostraram não significativos, o que nos indica que em regimes de estabilidade, estas variáveis não apresentam o efeito que o modelo teórico indica. A razão intuitiva para o comportamento destas variáveis pode ser explicada pelo fato de que, no regime de estabilidade, a taxa de câmbio de equilíbrio apresenta um nível de variação muito baixo, não respondendo, na mesma intensidade e períodos, às variações dos fundamentos. No caso dos termos de troca, pode-se justificar este comportamento com base nos contratos de importação e exportação, sendo as pequenas variações nos termos de troca sendo compensados pela estabilidade cambial e absorvido pelas margens operacionais dos *players*. O mesmo raciocínio pode ser aplicado à questão da produtividade.

Tabela 4.9 – Modelo 2 - Coeficientes

----- Coefficients -----			
Regime 1			
	Coef	StdError	t-val
Const(Reg.1)	2,272	0,581	3,910
despesaIN	0,008	0,002	3,757
yieldIN	-0,001	0,001	-0,772
totin	-0,006	0,004	-1,459
open	-0,005	0,001	-3,938
dspread	4,148	1,657	2,503
Standard error	0,054278		
Regime 2			
	Coef	StdError	t-val
Const(Reg.2)	-0,048	0,980	-0,049
despesaIN	-0,005	0,002	-2,534
yieldIN	-0,006	0,001	-5,935
totin	0,036	0,010	3,710
open	-0,004	0,002	-2,445
dspread	5,238	0,613	8,549
Standard error	0,054278		
Regime 3			
	Coef	StdError	t-val
Const(Reg.3)	22,006	1,466	15,012
despesaIN	-0,016	0,002	-6,728
yieldIN	-0,039	0,014	-2,751
totin	-0,146	0,008	-18,146
open	0,000	0,002	-0,056
dspread	-17,574	3,461	-5,078
Standard error	0,054278		

No Segundo regime, a constante foi a única que não apresentou o coeficiente significativo, embora os sinais estejam dentro do esperado pelo modelo, com exceção da variável *totin*. No terceiro regime temos, tal como demonstrado no modelo da equação 3, o sinal negativo

para o coeficiente da variável *dspread*, assim como o seu valor absoluto extremamente mais elevado do que o seu coeficiente nos demais regimes. Isto pode ser explicado devido ao componente extremamente especulativo do período em questão, onde a variável juros foi bastante utilizada como forma de atrair divisas internacionais e combater o aumento da percepção do risco dos países financiadores. Novamente neste modelo temos que a variável *open* não é significativo. É interessante observar ainda o alto valor do intercepto, assim como o significativo aumento de toda os coeficientes das variáveis (com exceção da *open*). Este aumento nominal dos valores dos coeficientes pode estar intimamente relacionado com a trajetória de *overshooting* da taxa de câmbio real no período referente ao regime 3, onde dado o ambiente extremamente sensível, temos que os impactos na taxa de câmbio de variações nos fundamentos econômicos são sentidos de maneira mais forte.

O comportamento do modelo acima especificado pode ser visualizado no Gráfico 4.5 abaixo.

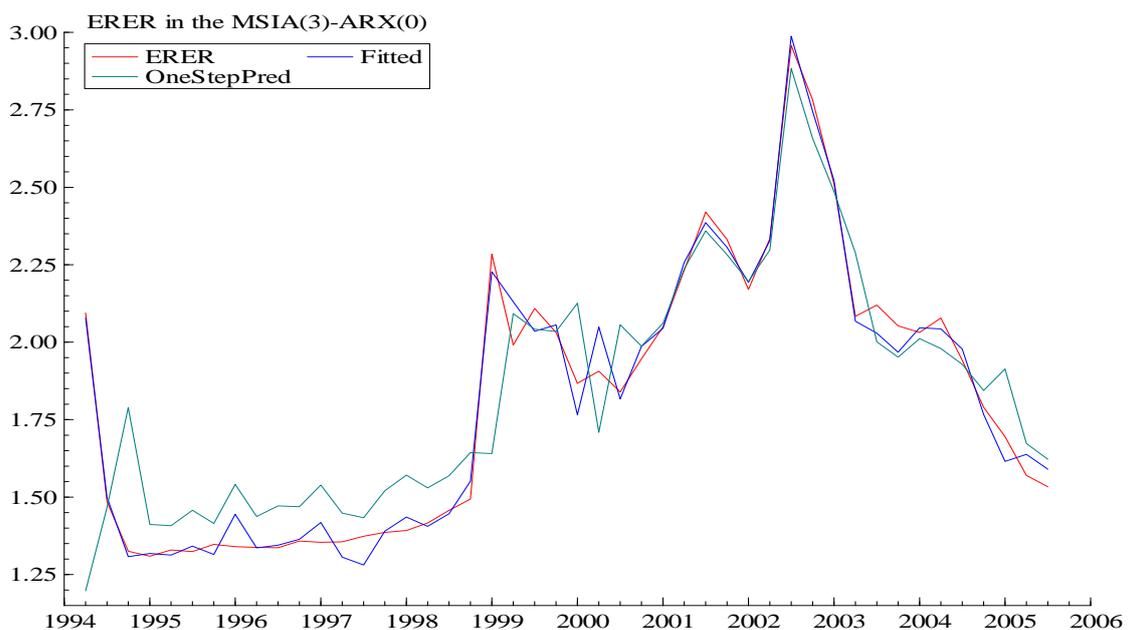


Gráfico 4.5 – Modelo 2 – Análise Conjunta

Nota-se que o modelo estimado, denotado pela linha azul (*Fitted*), assim como a previsão um período a frente (linha verde *OneStepPred*) ajusta-se muito bem ao comportamento da série, em especial nos períodos de câmbio fixo, onde o deslocamento existente pode indicar um câmbio real praticado demasiadamente apreciado. Nos períodos de crise, onde a taxa de câmbio real apresentou um significativo *overshooting*, temos que o

modelo conseguiu um bom ajuste. A análise dos resíduos, mostrada no conjunto de gráficos 4.6 novamente indica que os resíduos resultantes da estimação do modelo são um ruído branco, onde não há a presença de autocorrelação parcial dos resíduos, assim como a sua distribuição normal.

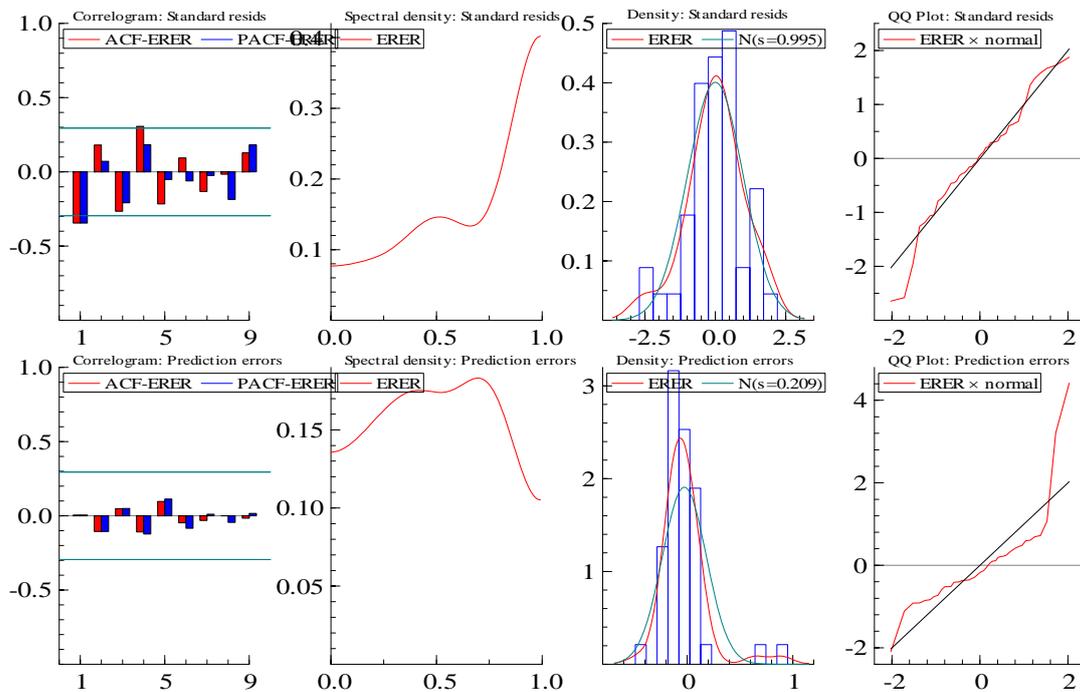


Gráfico 4.6 – Modelo 2 – Análise Resíduos

Dentre os três modelos estimados, aquele que apresentou os melhores índices AIC, HQ e SC foi a última especificação. O objetivo após ter encontrado o modelo mais apropriado é estimar uma taxa de câmbio de real de longo prazo, como forma de identificar os momentos em que a taxa de câmbio real praticada pelo mercado estava apreciada ou depreciada com relação à taxa de longo prazo. Como forma de obter os valores de longo prazo das variáveis fundamentais, utilizou-se a metodologia de Hodrick-Prescott. As variáveis de longo prazo obtidas foram então utilizadas na especificação CI(3,1)-Var(0) – MSIA(3) ARX(0) para a obtenção da taxa de câmbio de longo prazo, tal como demonstrada no gráfico 4.7. A linha tracejada vermelha indica os períodos em que a taxa de câmbio real efetivamente praticada está apreciada quando comparada ao modelo de longo prazo estimado utilizando a metodologia MS-VAR. A linha azul indica a taxa de câmbio real observada no mercado.

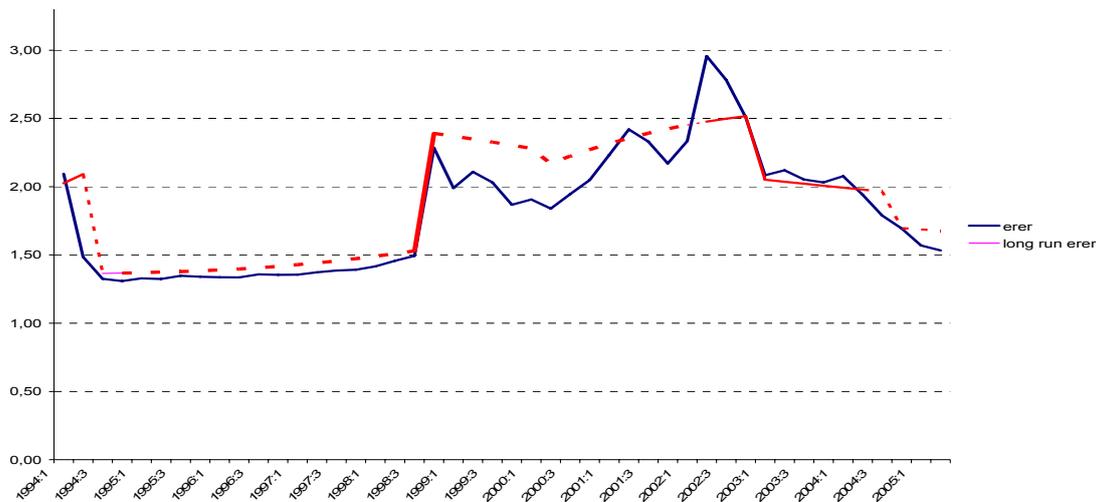


Gráfico 4.7 – Modelo 2 – Estimativa Taxa de Câmbio Real de Longo Prazo

A análise do gráfico 4.7, nos mostra que durante o período de câmbio nominal fixo, a taxa de câmbio real praticada pelo mercado ficou apreciada em relação à taxa de longo prazo determinada pelo modelo, em um regime associado à estabilidade e a taxas de volatilidade menores. Esta apreciação foi, neste período, em torno de 4% na média, dadas as condições macro-econômicas existentes. A grande surpresa vem no período pós maxi desvalorização de 1999, onde após um trimestre de *overshooting* na desvalorização cambial, o câmbio real observado permaneceu apreciado, dada as condições do novo regime. O que se percebe é no primeiro instante, o mercado precificou de maneira correta o novo valor da taxa de câmbio real, assumindo que a economia se encontrava em um novo regime, onde prevaleceu um regime de transição, que alterava as relações entre as variáveis fundamentais. No entanto, nos trimestres subsequentes a taxa de câmbio real praticada pelo mercado começou a ceder ficando significativamente apreciada com relação ao novo equilíbrio definido pela taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo. Este fator pode ser explicado, em parte pelos termos de troca, que neste período estavam bem inferiores aos valores de longo prazo (obtidos através do filtro HP), ocasionando uma apreciação cambial “artificial”, dado que o sinal desta variável, neste regime, é positiva. Um ponto a ser ressaltado a respeito desta variável é o seu valor nominal do seu coeficiente, que aumentou aproximadamente 6 vezes com relação ao seu coeficiente no regime 1, o que conjugado com o fato dos termos de troca serem imediatamente impactados pela taxa de câmbio

nominal e a não resposta imediata desta variação nos valores de longo prazo, contribuem para esta aparente apreciação cambial.² Como forma de atenuar o impacto da variável termos de troca (TOT) cujos valores de longo prazo obtidos através do filtro HP se encontrava aproximadamente 10% deslocados dos valores observados no ano de 1999, utilizou-se, somente neste ano, ao invés dos valores de longo prazo, os valores reais da variável TOT na estimação da taxa de longo prazo. O resultado desta nova estimação pode ser visto no Gráfico 4.8 abaixo.

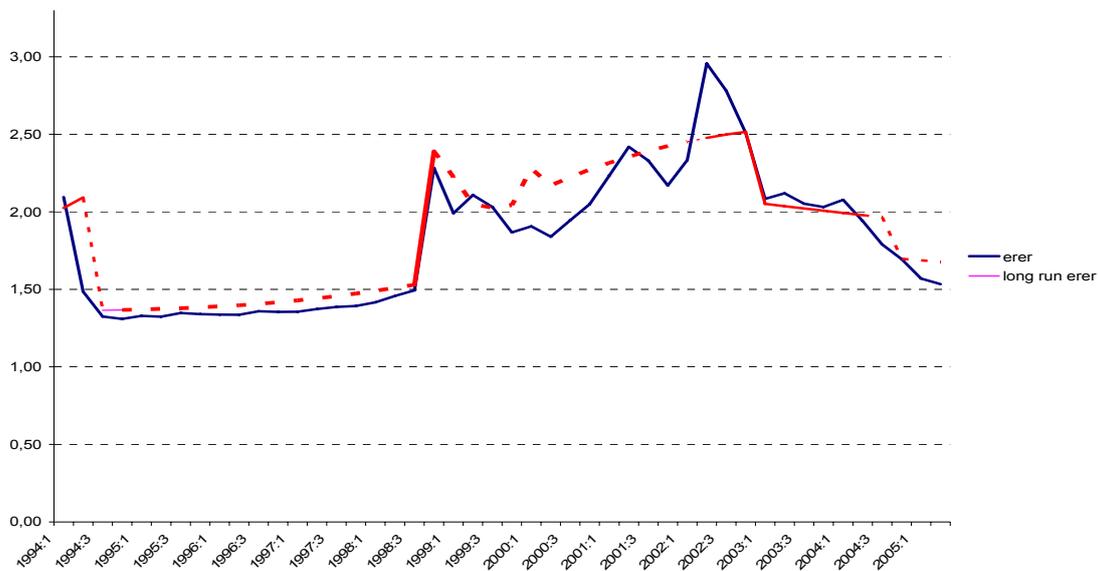


Gráfico 4.8 – Modelo 2 - Estimativa Taxa de Câmbio Real de Longo Prazo Ajustada

Com o intuito de melhorar a visualização, assim como observar o grau de apreciação ou depreciação em cada período do tempo, construiu-se um gráfico da variação percentual da taxa de câmbio observada (ERER) com relação à taxa de câmbio estimada pelo modelo de cointegração com *swithing markov*. Quando a variação percentual é positiva, logo a taxa de câmbio observada é superior aquela estimada pelo modelo, o que indica que a taxa de câmbio real praticada pelo mercado está depreciada em relação à taxa de câmbio real de longo prazo. Quando a variação é negativa, temos que a taxa de câmbio real praticada é inferior aquela de longo prazo, o que indica que o mercado está praticando uma taxa de câmbio demasiadamente apreciada.

² Uma maneira de eliminar este efeito, seria manter a variável TOT sem depender dos regimes, markovianos, ou seja mantê-la linear no vetor de cointegração. No entanto, a programação utilizada não permite esta escolha, sendo este uma melhoria que possa ser feita em um próximo trabalho.

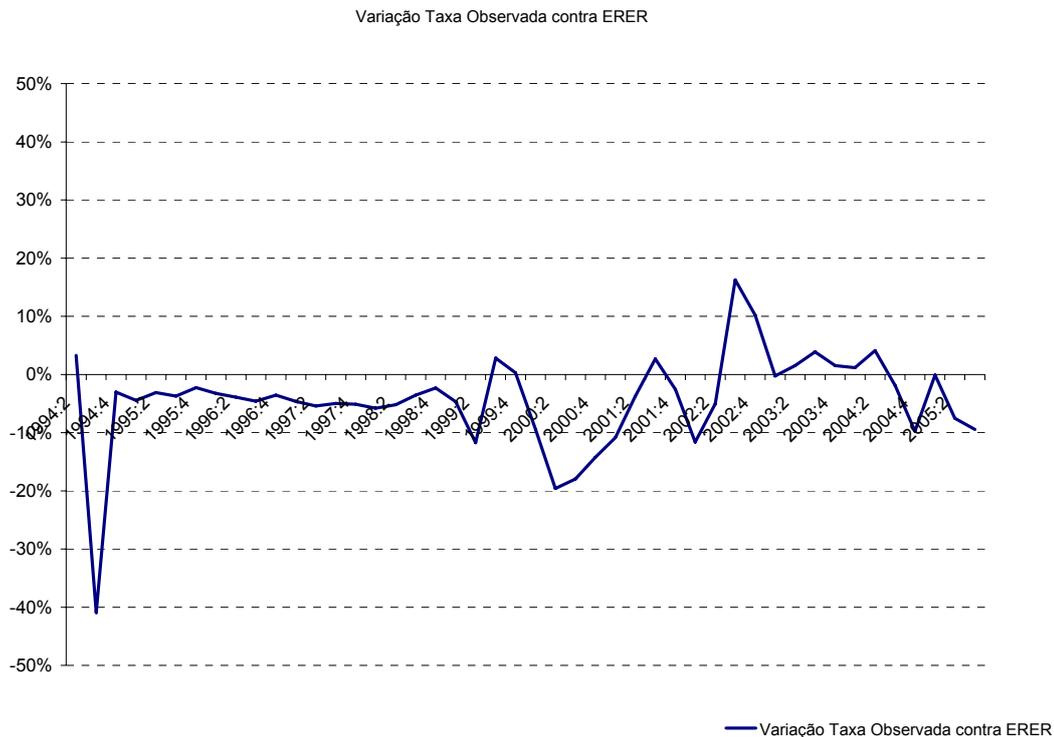


Gráfico 4.9 – Modelo 2 – Variação Percentual

Através do gráfico acima é possível verificar que, de acordo com o modelo estimado, salvo raros períodos, até o ano de 2002 a taxa de câmbio real brasileira, mesmo no seu regime flutuante, esteve apreciada com relação à taxa de longo prazo. Esta constatação pode ser o resultado de políticas implementadas pelo governo federal, tanto no que se diz respeito à política monetária, instrumentalizada, em particular a partir de 1999, através da taxa de juros, do combate à inflação e a implementação do regime de metas de inflação, mas também com relação ao endividamento interno e o impacto dos regimes de transição e crise no estabelecimento da taxa de câmbio real. A partir do ano de 2002, com o advento da crise política, percebe-se uma reversão do quadro descrito acima, com o mercado praticando uma taxa de câmbio real depreciada, fato este que pode ser evidenciado pelo expressivo crescimento das exportações brasileiras e conseqüentemente pelo superávit comercial atingido pelo Brasil. Este movimento só é revertido, a partir do início de 2005, com a taxa de câmbio real praticada voltando a ser apreciar.

Os resultados obtidos no modelo CI(3,1) ARX(0) descrito acima é similar ao modelo CI(2,1) ARX(0) apresentado no apêndice desta dissertação. A principal diferença é

a presença de um período de desvalorização expressiva durante o ano de 1999, justamente no período em que o modelo escolhido apresentou sua maior deficiência. No entanto, a contrapartida negativa do modelo apresentado no apêndice é uma volatilidade cambial muito mais intensa do que a obtida no modelo apresentado neste capítulo.

Por fim, acreditamos que o modelo escolhido que melhor representa a taxa de câmbio de equilíbrio é, de fato, um modelo que mostra uma adequação do mercado e seus agentes às alterações dos regimes e das condições do próprio mercado, sendo estes indicadores lidos de maneira dinâmica e correta.

5. CONCLUSÃO

Ao longo desta dissertação, buscou-se acrescentar a literatura existente acerca da taxa de câmbio real brasileira o aspecto não linear da relação existente entre as variáveis fundamentais e a taxa de câmbio real. A motivação da aplicabilidade desta hipótese ao caso brasileiro advém de resultados significativos encontrados por outros pesquisadores que, utilizando a metodologia MS-VAR na estimação da taxa de câmbio real para outros países, conseguiram identificar que a influência das variáveis na sua determinação variava ao longo do tempo seguindo a dinâmica de regimes. A aplicabilidade desta metodologia para o Brasil tem um sentido intuitivo muito forte, uma vez que por ser um país emergente e, portanto, menos estável no que tange ao comportamento das suas principais variáveis macro-econômicas, um modelo não linear deveria apresentar resultados significativamente melhores do que os modelos lineares, uma vez que por serem mais flexíveis os primeiros conseguiriam captar as mudanças estruturais ocorridas no Brasil de maneira mais assertiva, tais como os períodos de crise cambial e risco político. O intuito deste trabalho foi comprovar que, de fato, de acordo com o regime que a economia se encontrava, leia-se regime de estabilidade, transição ou risco extremo, a taxa de câmbio real respondia de maneira diferente (tanto em magnitude como em sinal) às variações nos fundamentos econômicos elencados. O resultado obtido demonstrou que isso ocorreu de maneira bem definida ao longo do período analisado, o que pode ser um bom parâmetro para a adoção de políticas econômicas mais específicas de acordo com o regime que a economia se encontra.

Os resultados obtidos na especificação CI(3,1) ARX(0) (vetor de cointegração sujeito a três regimes markovianos) são robustos ao mostrar a presença de três regimes diferentes que se alternam ao longo do período analisado, sendo eles um regime de estabilidade, um segundo aqui denominado regime de transição e, por fim, um terceiro que está associado aos períodos de risco extremo, basicamente o período pré eleição presidencial de 2002. É importante ressaltar o alto grau de aderência do modelo estimado à série observada, o que nos mostra que o mercado precifica as alterações do ambiente externo, interpretando, de maneira correta, as novas relações da taxa de câmbio e os fundamentos econômicos.

Os sinais e o nível de significância obtidos nos três regimes foram muito bons, havendo basicamente problema na variável Termos de Troca (TOT) no regime intermediário, que por sua vez poderá ser foco de melhoria em um trabalho subsequente. Esta incoerência causou uma dificuldade na estimação dos *misalignments* durante o ano de 1999, uma vez que os valores de longo prazo da variável TOT estavam muito descolados dos valores observados. Uma forma de resolver este problema seria deixar a variável TOT invariante aos regimes, uma vez que tanto no regime de estabilidade como no regime de risco extremo ela aparece com sinal coerente com o modelo teórico. A análise dos *misalignments* indicou um câmbio real majoritariamente apreciado com relação ao seu valor de equilíbrio até o ano de 2003, comportamento este revertido após esta data e perdurando até o final de 2004, fato este corroborado pelos crescentes superávits comerciais alcançados e redução da vulnerabilidade externa. Esta tendência se reverteu novamente durante o ano de 2005, com uma apreciação da ordem aproximadamente 8% no final do período analisado.

Uma potencial fragilidade do modelo a ser considerada é o baixo número de observações, no entanto a escolha do período de 1994 até 2005 deve-se aos resultados obtidos em trabalhos anteriores de que, para países com altas taxas de inflação, não era possível identificar mudanças de regimes consistentes. Um caminho a ser seguido em busca de uma melhor estimativa da taxa de câmbio real seria testar a mudança de regimes para apenas algumas variáveis, buscando identificar se existe variáveis que absorvem todo o impacto de alterações dos regimes em detrimento das demais.

Por fim, os resultados obtidos demonstraram claramente que a estimação não linear, operacionalizada através das modelagens MS-VAR, indicou resultados mais consistentes do que o modelo linear, seja através de aderência à série como também na captura das condições exógenas que fazem com que os fundamentos econômicos ocasionem efeitos diferenciados ao longo do tempo, possibilitando o entendimento mais profundo da dinâmica da taxa de câmbio real e das variáveis que a determinam. Estes resultados estão em linha com outros obtidos para diferentes países, sejam eles desenvolvidos ou emergentes, de que há relações não lineares na determinação da taxa de câmbio real.

REFERÊNCIAS

- BREUER, J.B. An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity. In Williamson, J.(Ed.). "Estimating Equilibrium Exchange Rates, 1994.
- CHEUNG, Y.-W.; ERLANDSSON, U.G. Exchange Rates and Markov Switching Dynamics. **CESifo Working Paper** No.1348, Dec. 2004.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1995
- ENGLE, R.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, 55, 1987.
- ENGLE, C.; KIM, C.J. The Long-Run U.S/U.K Real Exchange Rate. Nacional Bureau of Economic Research – **NBER Working Paper**, Cambridge, MA, n. 5777, 1996.
- ENGEL, C.; WEST, K.D. Exchange Rates and Fundamentals. European Central Bank – **Working Paper**, Frankfurt am Main, n. 248, Aug. 2003.
- BARBOSA, FILHO, N. H. International Liquidity and Growth Fluctuations in Brazil. In: EPSTEIN, Gerald (Org.). **Finalization and the World Economy**. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2005.
- FRÖMMEL, M.; MACDONALD, R.; MENKHOFF, L. Do Fundamentals Matter for the D-Mark/Euro – Dollar? A Regime Switching Approach. **Discussion Paper: Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der Universität Hannover**, no. 289, 2003.
- GARCIA, R. Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models. Montreal, 1995. (Scientific Series – Cirano, No. 95s-7).
- GOLDFAJN, I.; VALDÉS, R.; The Aftermath of Appreciations. Nacional Bureau of Economic Research – **NBER, Working Paper, Cambridge, Ma**, n. 5650, 1996.
- HAMILTON, J. D. Modeling Time Series with Changes in Regime. *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994. Ch. 22,
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** 1988.
- KIM, C.-J.; NELSON, C.R. Markov-Switching Models. In **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. Cambridge, MIT press. Cap.4.
- KIM, C.-J.; NELSON, C.R. Markov-Switching Models. In **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. Cambridge, MIT press. Cap.5.

KIM, C.-J.; PIGER, J.; STARTZ, R. Estimation of Markov Regime-Switching Regression Models with Endogenous Switching. **Federal Reserve Bank of St. Louis**. Working Papers, St. Louis, Mo, n.015, June 2003.

KROLZIG, H. M. Markov-Switching Vector Autoregressions – Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis. Oxford, 1997.

MERLIN, C.; PORTUGAL, M.S. Estimating The Equilibrium Real Exchange Rate for Brazil: 1984-2000. **Texto de Discussão**: PPGE/UFRGS, Porto Alegre, 2002.

MONTIEL, P.J. Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model. **Exchange Rate Misalignment Concepts and Measures for Developing Countries**, World Bank Research Publication. Nova York, Oxford University Press. Cap 5, 1999.

MONTIEL, P.J. Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model. **Exchange Rate Misalignment Concepts and Measures for Developing Countries**, World Bank Research Publication. Nova York, Oxford University Press. Cap 6, 1999.

TERRA, M.C.; VALLADARES, F.E.C. Real Exchange Rate Misalignments. **Texto de Discussão – EPGE/FGV**, Rio de Janeiro n. 493, 2003.

DE GRAUWE, P.; VANSTEENKISTE, I. Exchange Rates and Fundamentals. **CESifo Discussion Paper**, Munich, no. 577, 2001.

APÊNDICE – Resultados Econométricos de Modelo

Intermediário

O segundo modelo a ser estimado propõe que os coeficientes dos fundamentos elencados pelo modelo teórico também estejam sujeitos à alterações de regimes. Para isso, utilizando novamente o resultado do teste de cointegração linear, estimou-se o seguinte vetor de cointegração:

$$1. \quad EREER = i(s_t) + \alpha_1(s_t)Open + \alpha_2(s_t)Tot + \alpha_3(s_t)Despesain + \alpha_4(s_t)Yieldin + \beta(s_t)dspread + \varepsilon$$

onde $s_t = 1, 2$

O resultado obtido pode ser visualizado no Gráfico A.1., onde novamente temos regimes bem definidos com a rejeição da hipótese nula de linearidade do modelo. Nesta especificação, foi utilizado, ao invés da variável spread, a sua primeira diferença denominada de *dspread* e apenas dois regimes. Desta forma, a especificação do modelo ficou sendo CI(2,1) Var(0) – MSIA(2) ARX(0). A matriz de transição de probabilidades pode ser visualizada na tabela A.1 abaixo.

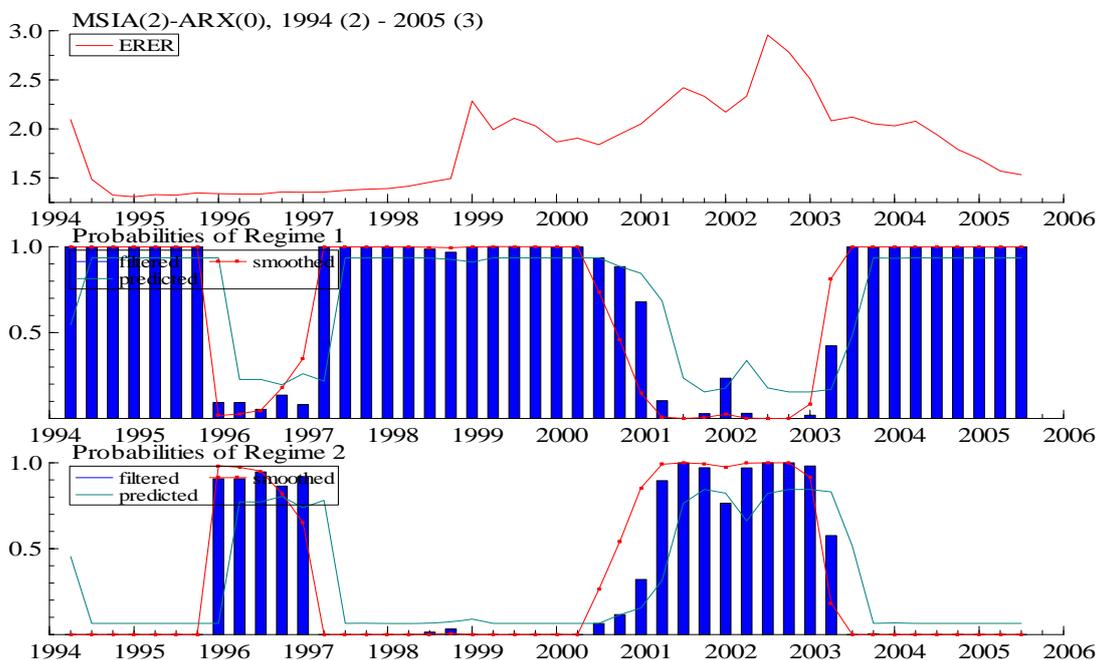


Gráfico A.1 – Modelo Intermediário – Estimação e Regimes

Seguindo a linha da análise do modelo anterior, vamos assumir que os regimes aqui identificados representam períodos de estabilidade e crise, regimes 1 e 2 respectivamente.

O regime 2 (crise) corrobora esta idéia, uma vez que os seus períodos de ocorrência estão ligados à ambientes internacionais ou nacionais de dificuldades, sejam estes períodos motivados por incerteza política (período pré eleição presidencial de 2002), como em períodos de turbulência financeira internacional, representado pelo período pré crise asiática. Confrontando as probabilidades da taxa de câmbio real estar nos diferentes regimes deste modelo, com aquelas obtidas no modelo anterior, percebe-se a validade da hipótese de que não somente a volatilidade da taxa de câmbio real se alterava nos diferentes regimes, com demonstrado no modelo 1, mas também os coeficientes dos fundamentos macro econômicos variam seguindo os diferentes regimes.

Os resultados obtidos estão demonstrados na Tabela A.2 abaixo e nos mostram resultados bastante sólidos no que tange a aplicabilidade do modelo teórico, assim como um claro sinal de que, sob o regime de crise, os coeficientes de alguns fundamentos, em especial do diferencial da taxa de juros sofrem severas alterações.

Tabela A.1 - Modelo Intermediário – Probabilidades

Matrix of transition probabilities		
	Regime 1	Regime 2
Regime 1	0,9355	0,0645
Regime 2	0,1549	0,8451

Tabela A.2 – Modelo Intermediário - Coeficientes

<i>Regime</i>	<i>1</i>		
	Coef	StdError	t-val
Const(Reg.1)	6,680	0,653	10,226
despesaIN	0,001	0,003	0,214
yieldIN	-0,007	0,002	-4,039
totin	-0,032	0,005	-7,073
open	-0,010	0,002	-4,927
dspread	2,901	1,100	2,636

<i>Regime</i>	<i>2</i>		
	Coef	StdError	t-val
Const(Reg.2)	21,664	2,448	8,850
despesaIN	-0,017	0,005	-3,390
yieldIN	-0,052	0,010	-5,025
totin	-0,128	0,017	-7,350
open	-0,001	0,004	-0,199
dspread	-13,082	4,045	-3,235

No regime 1, temos que todas as variáveis são significativas a 1% com exceção do fundamento *despesain*, que não pode ser considerada diferente de zero. Os sinais das variáveis também estão de acordo com o modelo teórico. Uma atenção especial deve ser dada ao coeficiente da variável *dspread*, que no regime 1 apresenta positiva e altamente significativa. De acordo com o modelo teórico, uma queda na taxa de juros reais r_w deveria ocasionar um efeito contrário na taxa de câmbio real. Como a variável utilizada no vetor de cointegração foi o *spread* entre as taxas de juros domésticas e internacionais, pode-se assumir que no regime 1, um aumento da diferença da taxa de juros pode ser encarado como sendo equivalente a uma redução da taxa internacional de juros e conseqüentemente aumento do prêmio de risco, de forma que a taxa nominal de juros doméstica se mantenha inalterada. Desta forma, o sinal positivo em um regime de estabilidade pode ser interpretado como sendo um movimento natural do mercado onde juros nominais maiores relativamente à taxa de juros internacionais ocasionariam uma diminuição da oferta de moeda, que associado a uma expectativa de inflação maior aumentaria os custos de transação contribuindo para uma queda na oferta real de bens. Como o modelo teórico assume que este impacto é mais forte nos bens *tradables*, isso faria com que a curva de equilíbrio no balanço externo se deslocasse para a esquerda, gerando uma desvalorização do câmbio real, respondendo queda da oferta dos bens *tradables*.

Sob o regime 2, verificamos que todos, com exceção da variável *open*, são significativas a 1%. Uma vez que este regime está associado a períodos de turbulência internacional (crise), é plausível encarar o sinal negativo da taxa de juros como sendo uma resposta de curto prazo a um aumento da taxa de juros interna como forma de defesa à ataques especulativos. O coeficiente do variável *spread* demonstra que, em momentos de crise, um aumento substancial da taxa de juros interna tem um efeito benéfico em estancar a desvalorização cambial, dado que desta forma o governo está indiretamente aumentando o prêmio de risco acima do que o mercado precifica, atraindo divisas internacionais que acabam por valorizar, no curto prazo, a taxa de câmbio real.

O gráfico A.2 abaixo mostra que a estimação da série de taxa de câmbio real acompanha de maneira bastante significativa no período de câmbio flutuante, enquanto que apresenta problemas de descolamento no período de câmbio fixo. Uma fragilidade deste modelo, a partir do momento que aumentamos o número de parâmetros a serem estimados,

são as poucas observações. A escolha em não inserir dados anteriores a 1994 deve-se a diferença de conjuntura econômica, basicamente devido aos altos índices de inflação. Os índices de Akaike e Schwartz obtidos com esta especificação foram melhores do que os obtidos no modelo anterior, assim como quando comprado aos índices obtidos no modelo linear. A análise dos resíduos pode ser observada no conjunto de gráficos A.3, e mostra claramente que os resíduos obtidos pela estimação podem ser considerados ruído branco, uma vez que eles são considerados estatisticamente iguais a zero, assim como podem ser considerados normais a quase 95%.

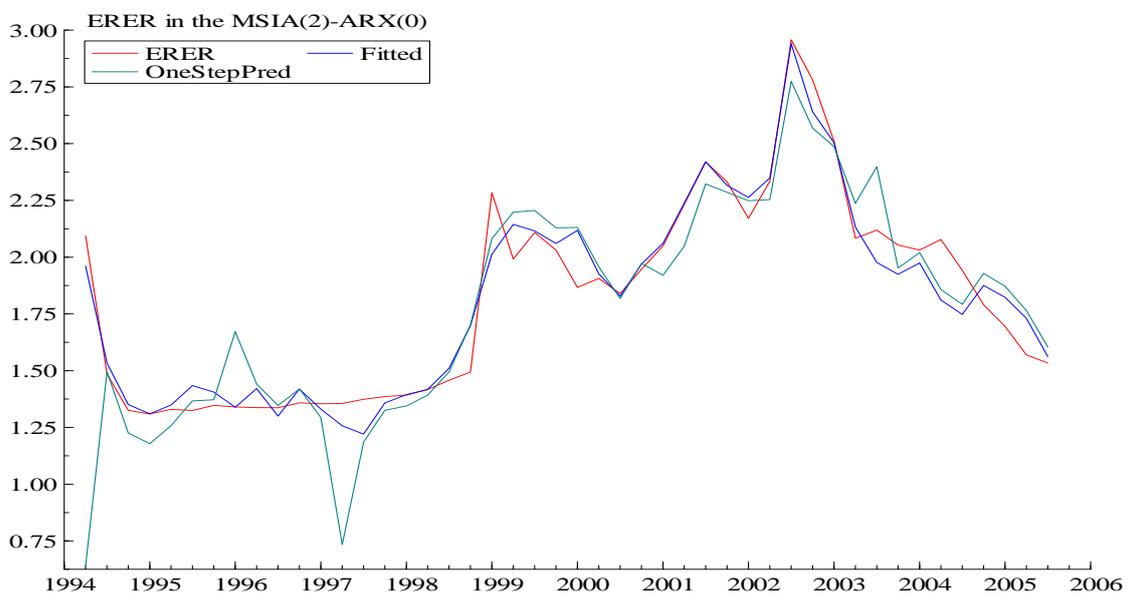


Gráfico A.2 – Modelo Intermediário – Análise Conjunta

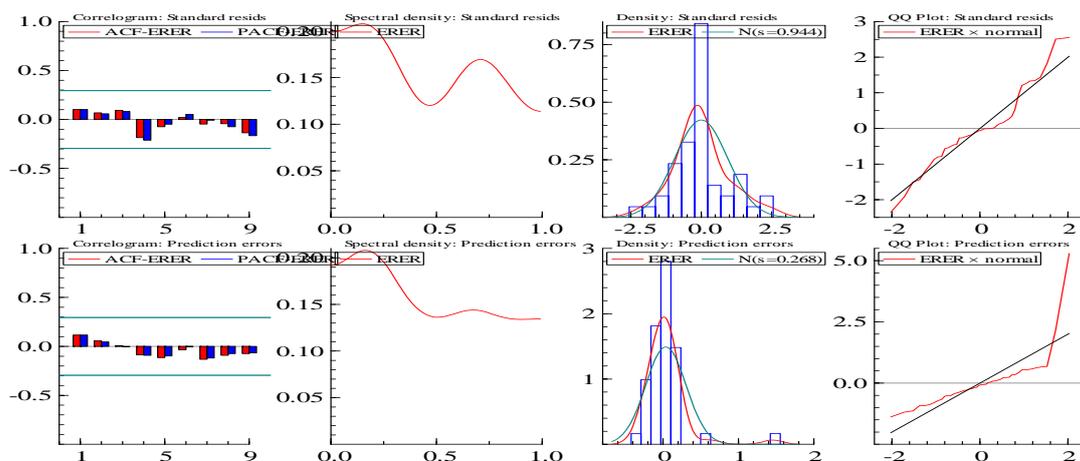


Gráfico A.3 – Modelo Intermediário – Análise Resíduos

A análise do comportamento do taxa de câmbio estimada pelo modelo, comparativamente aos dados observados podem ser visualizados nos gráficos A.4 e A.5 abaixo.

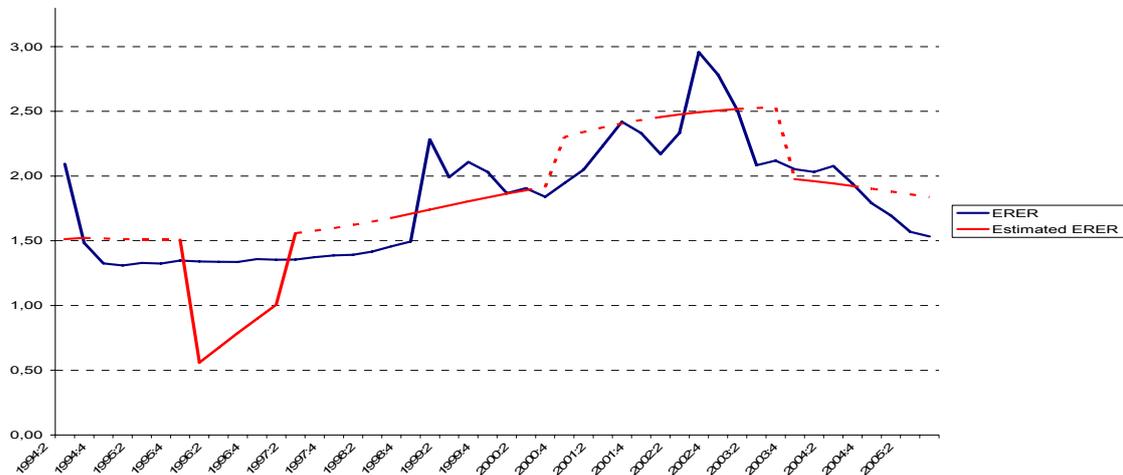


Gráfico A.4 – Modelo Intermediário – Taxa Real de Câmbio de Longo Prazo

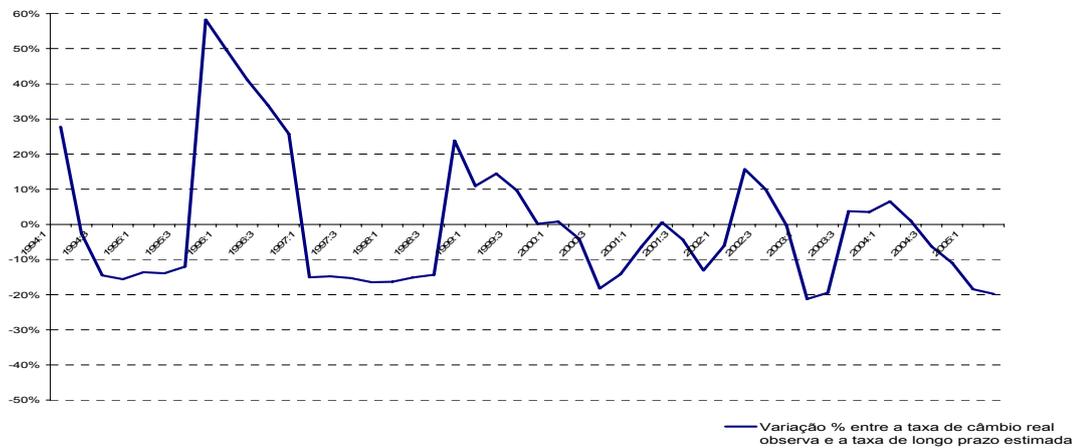


Gráfico A.5 – Modelo Intermediário – Variação Percentual