

# DETERMINANTES DA TAXA DE JUROS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM NÃO-LINEAR USANDO MODELOS DE MARKOV-SWITCHING

Fabiano Jose Muniz<sup>\*</sup>  
Tito Belchior S. Moreira<sup>\*\*\*</sup>  
Daniel Oliveira Cajueiro<sup>\*\*\*\*</sup>

**RESUMO:** Este artigo analisa os determinantes da taxa de juros no Brasil a partir do modelo autoregressivo de mudança de regime markoviano (MS-VAR). Inicialmente desenvolvido para o estudo dos ciclos econômicos dos EUA, o modelo MS-VAR passou a ser utilizado em diversos campos da economia devido à sua flexibilidade. Neste trabalho, mostramos que a taxa de juros do Brasil seguiu uma dinâmica não-linear durante os anos de 1995 a 2009 e que o modelo MS-VAR produziu resultados compatíveis com os fatos estilizados da economia brasileira. Adicionalmente, o modelo apontou que a dívida pública elevada foi um dos fatores que contribuiu para a ascensão da taxa de juros nos primeiros anos do Plano Real. Atualmente, em que pese a melhora da conjuntura da economia brasileira, o comportamento crescente dos gastos públicos pode indicar uma tendência de deterioração fiscal no longo prazo, com impactos futuros adversos sobre a taxa de juros brasileira.

**Palavras-chave:** Vetor autoregressivo com mudanças de regime (MS-VAR). Taxa de juros. Dívida pública.

**Código JEL:** E42, E43, E58.

**ABSTRACT:** This paper investigates the interest rate determination in Brazil based on autoregressive Markov-Switching Process (MS-VAR). Initially

---

\* Mestre em economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB)

\*\*\* Professor da Universidade Católica de Brasília (UCB). E-mail: tito@pos.ucb.br

\*\*\*\* Professor do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UNB) e membro do Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia para Sistemas Complexos (INCT-SC)

developed to model US business cycle, the MS-VAR approach has been used in several fields of economics due to its flexibility. We show that the Brazilian interest rate followed a nonlinear dynamic process during the 1995-2009 period. The estimation based in the MS-VAR has shown interesting results that are in line with stylized facts of the Brazilian economy. Particularly, the outcomes suggest that the high public debt was one of the factors that influence the rising interest rate levels at the beginning of the Real Plan. Recently, in spite of the improvement of the Brazilian economic outlook, the increasing trend of public expenditure may point out long term fiscal policy's deterioration, which could adversely affect the Brazilian interest rate in the future.

**Key words:** Autoregressive vector of regime switching (MS-VAR). Interest rate. Public debt.

**JEL Code :** E42, E43, E58.

## I INTRODUÇÃO

O estudo dos determinantes da taxa de juros é de vital importância para a tomada de decisão dos agentes econômicos sejam eles consumidores, empresários, governos ou instituições financeiras. A identificação dos vetores que afetam o comportamento dos juros auxilia na programação das políticas econômicas e na avaliação mais consistente do risco/retorno de um determinado plano de investimento.

Em um contexto macroeconômico, a taxa de juros pode ser vista como um dos principais instrumentos de política econômica que os Bancos Centrais utilizam para controlar o nível de preços e ajustar o patamar de demanda agregada. A relação entre as variáveis monetárias (taxa de juros) e reais (agregados macroeconômicos) obedece à seguinte lógica, formulada a partir da teoria de Hipótese de Expectativas: decisões que dizem respeito aos juros de curto prazo, tomadas pela autoridade monetária, têm implicações no padrão dos juros de longo prazo e esse, por sua vez, afeta o lado real da

economia, como o produto e o nível de emprego (LIMA *et al.*, 2006).

No contexto brasileiro, a autoridade monetária elevou a taxa de juros básica da economia (SELIC) a partir de 1994 para atrair capital externo e subsidiar a implantação e a maturação do plano de estabilização da moeda (Plano Real). Essa política monetária contracionista permitiu o incremento das reservas internacionais e a manutenção do câmbio como âncora nominal.

Após sucessivos meses de fortes ataques especulativos contra a moeda brasileira, que ocasionaram agudas evasões de reservas internacionais, a autoridade monetária abandonou, em janeiro de 1999, o sistema de âncora cambial e promoveu a livre flutuação do Real. Em meados de junho do mesmo ano, sob direção do novo presidente do Banco Central, Armínio Fraga, foi criada uma nova âncora de estabilização baseada no sistema de metas de inflação. Esse novo sistema tinha por objetivo controlar o nível de preços a partir do uso de política monetária restritiva, tendo como referência uma meta de inflação previamente estabelecida. Assim, os juros elevados funcionariam como um instrumento de política que permitiriam enquadrar a inflação à meta pré-delimitada.

Um dos pressupostos básicos dos modelos de metas inflacionárias, em geral não explicitados, é o de que a economia encontra-se num regime ricardiano, ou seja, que a política monetária é ativa e a política fiscal é passiva. Para Leeper (1991), o que distingue uma política ativa de uma passiva é o fato de que a política ativa não se preocupa apenas com o comportamento de variáveis corrente ou passada (política passiva), mas também com o comportamento esperado de certas variáveis em dado período futuro. Nesse contexto, uma política ativa não é restringida pelas condições correntes, mas é livre para escolher uma regra de decisão que dependa de variáveis passada, corrente ou futura. Já uma política passiva ou uma autoridade (fiscal ou monetária) passiva é restringida pelas

decisões de otimização do consumidor e pelas ações da autoridade ativa. Se a política fiscal é passiva, por exemplo, a regra de decisão da autoridade fiscal dependerá necessariamente da dívida pública corrente e/ou passada.

A partir dessa discussão teórica e histórica dos juros, o principal objetivo desse artigo é identificar os determinantes da taxa de juros da economia brasileira (SELIC) pós Plano Real. Para atingir esse objetivo, construiremos uma estimação econométrica baseada no Vetor auto-regressivo com mudança de regime markoviano (MS-VAR), em linha com a proposta de Hamilton (1989).

As demais seções do trabalho serão divididas da seguinte forma. A seção 2 tratará do referencial teórico, com destaque para a exposição de modelos de determinação linear e não linear para a taxa de juros. Já na seção 3 será discutida a metodologia com as descrições dos conceitos que envolvem o modelo de Markov-Switching e da ilustração das equações utilizadas. A fonte dos dados será delineada na seção consecutiva, com uma breve apresentação das variáveis utilizadas no artigo. Na seção 5, serão descritos os resultados empíricos encontrados, com a discussão dos possíveis cenários para a projeção dos juros. Por fim, apresentaremos as considerações finais e a referência bibliográfica.

## **II REVISÃO DE LITERATURA**

A taxa de juros é um dos principais instrumentos de política monetária utilizado pelos Bancos Centrais e influencia grande parte dos agregados da economia, como o produto, o emprego e o nível geral de preços. Um ponto de intenso debate reside na questão dos níveis ótimos de juros de curto e de longo prazos que garantam, respectivamente, o equilíbrio da demanda por moeda e da demanda agregada. Esse aspecto está relacionado à questão da eficiência dos mercados e da taxa de

juros neutra, conhecida como aquela que viabilizaria o crescimento da economia sem pressões inflacionárias ou deflacionárias (TRICHES, 2004).

Edwards e Khan (1985) trabalharam com os determinantes da taxa de juros para economias em desenvolvimento (Colômbia e Cingapura), a partir da construção de três modelos baseados no grau de abertura internacional. Segundo os autores, em uma economia fechada, os determinantes dos juros consistiriam basicamente em variáveis ligadas ao mercado doméstico ponderadas pelas expectativas de inflação. Inversamente, os juros seriam definidos em função da direção dos juros internacionais em uma economia com abertura total de capital.

Na visão de Ang e Gao (2002), a dinâmica da taxa de juros foi influenciada por diversas quebras estruturais, a exemplo do período de reunificação da Alemanha e da crise de dívida nos primeiros anos da década de 80 nos EUA. Em virtude dessa constatação, cresceu o interesse em se modelar a taxa de juros como um processo estocástico de mudança de regime.

Gray (1996) identificou que o padrão de juros nos EUA era, pelo menos no curto prazo, governado por modelos de mudança de regime não-lineares. Essa conclusão surgiu após estudos que mostraram que a tendência dos juros de curto prazo obedecia a oscilações captadas por dois regimes: volatilidade normal e volatilidade alta. Os choques do petróleo nos anos 70 e a crise de liquidez internacional do início dos anos 80 são exemplos de períodos de alta volatilidade das taxas de juros.

Bresser e Nakano (2002) perceberam uma relação direta entre a taxa de juros e o risco de *default*. Se uma nação eleva a taxa de juros é porque está passando por algum problema relacionado à sua capacidade de honrar os compromissos financeiros. Esse arranjo induz a um ciclo vicioso que se retroalimenta à medida que os juros reais fiquem cada vez maiores.

Com destaque para variáveis de cunho fiscal, Blanchard (2004), em seu artigo sobre a dominância fiscal aplicado ao caso brasileiro, estudou como os aumentos das taxas de juros reais poderiam provocar desconfiança quanto à solvência da dívida pública. Segundo o autor, houve forte dominância fiscal em 2002 no Brasil, o que provocou reações adversas sobre os indicadores macroeconômicos (câmbio e inflação).

Martins (1980) desenvolveu um modelo no qual a taxa de juros da economia seria inteiramente determinada pela razão dívida pública/M1. Dentre as hipóteses elencadas pelo pesquisador está o pressuposto de que os agentes econômicos possuíam pleno conhecimento da restrição orçamentária do Governo e a ideia de que os agentes não estariam preocupados com a cobrança de impostos futuros decorrentes de maiores déficits governamentais no presente.

Moreira e Souza (2009) testaram o modelo de Martins (1980) para um grupo de países desenvolvidos (Canadá, Japão e EUA). Os autores realizaram um estudo empírico relativo ao impacto da dívida pública/M1 sobre a taxa de juros nominal. A análise indicou uma relação direta entre essas variáveis. Adicionalmente, a equivalência ricardiana não foi corroborada para o grupo de países, considerando o intervalo de 1980-2006.

Moreira, Almeida e Souza (2007) encontraram evidências empíricas de que a política fiscal via déficit nominal afeta diretamente o hiato de produto e indiretamente a taxa de inflação da economia. Nesse contexto, a política monetária ótima recomenda que mudanças na taxa nominal de juros no Brasil de 1995 a 2006 foram também determinadas pela condução da política fiscal. Os autores concluíram que o Brasil encontrava-se num processo de dominância fiscal com base no modelo de Leeper (1991), de forma que a política fiscal era ativa e que a política monetária era passiva.

Na visão de Giambiagi e Além (2008), a dívida pública brasileira no período pós-Plano Real pode ser classificada em

três fases distintas. Nos anos de 1995 a 1998, a dívida pública apresentou crescimento considerável em virtude da redução da receita com a senhoriagem<sup>1</sup> e do aumento dos desequilíbrios fiscais. Por essas razões, houve maior dificuldade de monetização da dívida, com desdobramento deficitário sobre o resultado do setor público. No triênio 1999 a 2002, a dívida pública, que em sua maioria era indexada ao dólar, cresceu devido às desvalorizações da moeda nacional. Já a partir de 2003, mesmo com patamares de taxas de juros reais elevadas, o cenário de valorização da moeda nacional gerou um efeito líquido favorável em direção ao arrefecimento da dívida pública.

A partir de 1995, na visão de Pedras (2009), em que pesem os ganhos oriundos do Plano Real no combate à inflação, a dívida pública apresentou crescimento devido às taxas de juros reais elevadas, aos superávits primários negativos e ao reconhecimento das despesas públicas (passivos contingentes)<sup>2</sup>. Adicionalmente, com a eclosão da crise da Ásia (1997) e da Rússia (1998), verificou-se uma maior demanda por papéis pós-fixados, atrelados a SELIC, em função do aumento da percepção de risco dos agentes quanto ao comportamento da dívida pública (sustentabilidade fiscal) e da perspectiva de elevações da taxa de juros. Contudo, a partir de 1999 com a implantação do regime de metas de inflação e o restabelecimento dos níveis de confiança em relação à economia brasileira, houve um aumento da emissão de títulos pré-fixados e retomada do alongamento do vencimento dos demais papéis.

Moreira (2009) mostra que a dívida pública tem um papel importante na determinação de variáveis como a demanda real por moeda, a razão investimento/PIB, a taxa de juros nominal, o

---

<sup>1</sup> Com o fim do processo inflacionário, o Governo perdeu uma parte da receita proveniente da emissão de moeda.

<sup>2</sup> Esse aumento se deu em virtude do reconhecimento de despesas públicas que anteriormente não eram devidamente contabilizadas no balanço do Setor Público.

hiato do produto e a taxa de crescimento da economia. No período de 1995: I a 2008: III constatou-se que a razão dívida/PIB afetou positivamente a demanda por moeda normalizada pelo PIB, a razão superávit primário/PIB e a taxa de juros nominal (SELIC). Constatou-se, também, que a razão dívida/PIB afetou negativamente a razão investimento/PIB, o hiato do produto e a taxa de crescimento do PIB. Nesse contexto, há evidências empíricas que não corroboram a hipótese de equivalência ricardiana.

Além disso, mostrou-se no mesmo período que a razão superávit primário/PIB reagiu positiva e diretamente a incrementos na razão dívida/PIB e que a razão dívida/PIB afetou negativa e indiretamente o hiato do produto via superávit primário e positiva e indiretamente a taxa de juros nominal, também via superávit primário. Esses resultados sugerem mais uma vez que há evidências empíricas de que a economia não obedece ao regime de equivalência ricardiana.

### **III METODOLOGIA**

A seguir apresentamos no item 3.1 os modelos de Markov-Switching e no item seguinte, os aspectos operacionais do processo de modelagem.

#### **3.1 Modelos de Markov-Switching**

Intuitivamente, os modelos Markov-Switching podem ser definidos como um sistema de equações em primeira ordem, estritamente estacionário e homogêneo no tempo. O processo de construção desses modelos é resultado do cálculo das probabilidades de mudanças de regimes derivadas do estudo das cadeias de Markov. Essa estimação econométrica permite que as variáveis em estudo figurem em um número distinto de estados



em cada intervalo de tempo, fazendo com que a estimação obedeça a um processo estocástico não-linear.

Hamilton (1989) foi o pioneiro no estudo de modelos não-lineares baseado em mudanças de regime em economia. Ele estimou a taxa real de crescimento dos EUA a partir da consideração de duas fases (ciclos) distintas: uma de expansão e a outra de contração econômica. Nesse estudo, o produto da economia foi modelado a partir de um processo gerador estocástico de mudança de regime dado por:

$$\Delta Y_t - \mu(S_t) = \alpha_1 [\Delta Y_{t-1} - \mu(S_{t-1})] + \dots + \alpha_4 [\Delta Y_{t-4} - \mu(S_{t-4})] + U_t \quad (1)$$

Na Equação (1) acima, a média depende dos estados  $S_t$  e de suas respectivas defasagens no tempo. A variância do termo exógeno segue a mesma distribuição gaussiana para os dois regimes dada por  $U_t \sim \text{IND}(0, \sigma^2)$ .

Cabe ressaltar que a partir do estudo precursor de Hamilton (1989), os modelos de Markov passaram a figurar em outros campos de estudos em economia, tais como bolsa de valores e preços de ações (CECCHETTI *et al.*, 1990; PAGAN e SCHWERT, 1990) e taxa de juros (GRAY, 1996; HAMILTON, 1988). A expectativa era de que boa parte das séries de tempo em economia seria governada por um processo não-linear de mudança de regime.

Os modelos MS-VAR representam um refinamento do modelo proposto inicialmente por Hamilton (1989) já que considera um sistema multivariado construído a partir de um sistema de equações em diferença de primeira ordem. O MS-VAR também pode ser visto como uma generalização do modelo VAR para modelagem de séries temporais, já que permite que parâmetros da regressão variem como função de um estado específico.

Os modelos MS-VAR têm como pressuposto o fato de que a distribuição de probabilidade do processo estocástico  $Y_t$  é observada diretamente, enquanto que os estados são observados indiretamente, por meio dos efeitos que produzem sobre a

variável dependente  $Y_t$ . Além disso, por hipótese, os regimes são finitos e ordenados conforme  $S_t \in \{1, 2, \dots, N\}$ . Dessa forma, a função densidade probabilidade condicional da variável dependente será dada por:

$$P\left(\frac{Y_t}{\Psi_t}, S_t\right) = \begin{cases} f\left(\frac{Y_t}{\Psi_{t-1}}, \Theta_1\right), \text{ se } S_t = 1 \\ \vdots \\ f\left(\frac{Y_t}{\Psi_{t-1}}, \Theta_n\right), \text{ se } S_t = N \end{cases} \quad (2)$$

No sistema estocástico acima,  $\Psi_{t-1}$  constitui as observações da série de tempo e  $\Theta_n$  representa os parâmetros do VAR específico para cada regime.

Segundo Krolzig (1998), existem diversas formas de estimar o modelo MS-VAR partindo de considerações de mudança de regime na média, na variância e/ou no intercepto do processo VAR. Por exemplo, podemos trabalhar com a hipótese de que apenas a variância dependa dos regimes, enquanto que os demais parâmetros da regressão se comportem como um modelo VAR tradicional, ou seja, permaneçam invariantes. O Quadro 1, a seguir, ilustra todas as possíveis combinações e formas do modelo MS-VAR como função do comportamento dos parâmetros.

Cabe ressaltar que a média, a variância e o intercepto são invariantes com relação aos estados que vigoram em cada momento do tempo. Assim, no estado  $S_1$ , por exemplo, os parâmetros possuem valores fixos e determinados, da mesma forma no estado  $S_2$  e assim por diante. Em outros termos, os parâmetros do modelo MS-VAR são variantes em relação ao tempo e invariantes com relação aos estados ou regimes.

Quadro 1 – Especificações do modelo MS-VAR com mudança de regime

		MSM ( $\mu$ Varia)	Especificações do MSI $\mu$ Invariante $\nu$ Variante $\nu$ Invariante
Aj Invariante	$\sum$ Invariante $\sum$ Variante	MSM-VAR MSMH-AR	MVAR Linear MSI-VAR VAR Linear MSH-MVAR MSIH-VAR MSH-VAR
Aj Variante	$\sum$ Invariante $\sum$ Variante	MSMA- VAR MSMAH- VAR	MSA-MVAR MSIA-VAR MSA-VAR MSAH-MVAR MSIAH- VAR MSAH-VAR

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota 1: M – MARKOV SWITCHING NA MÉDIA – MARKOV SWITCHING NO TERMO DO INTERCEPTO

Nota 2: A - MARKOV SWITCHING NO PARÂMETRO AUTO-REGRESSIVO

Nota 3: H - MARKOV SWITCHING NA VARIÂNCIA

De acordo com Correa e Hillbrecht (2004), partindo da compreensão de que as séries de tempo não-lineares dependam da materialização de um estado finito, endógeno e estocástico, a equação VAR tradicional ajustada pela média será reparametrizada e seu processo gaussiano de ordem p será dado pela Equação 3, conforme segue:

$$Y_t - \mu(S_t) = \sum_{j=1}^p A_j(S_t)[Y_{t-j} - \mu(S_{t-j})] + u \quad (3)$$

Onde,  $U_t \sim \text{IND}(0, \Sigma S_t)$ ,  $A_j$ , são os parâmetros auto-regressivos e  $u$  é o vetor das médias do processo. Cabe enfatizar que esse modelo permite elaborar um conjunto maior de resultados comparativamente ao modelo VAR linear, pois pondera as variáveis a partir da ocorrência dos regimes.

Após a exposição da distribuição de probabilidade e da reparametrização do modelo VAR ajustado pela média,

discutiremos o processo gerador dos regimes. Para isso devemos observar certas hipóteses, pois os regimes se comportam como variáveis estocásticas e não são diretamente observados no modelo.

Segundo Correa e Hillbrecht (2004), devemos adotar como suposição o fato de que os estados finitos e não-observados são derivados a partir de uma cadeia de Markov irreduzível e ergódica, cujas probabilidades são resultado de interações da cadeia de Markov dadas por:

$$P_t \left\{ S_t = j / S_{t-1} = k, \dots \right\} = P_t \left\{ S_t = j / S_{t-1} = i \right\} = p_{ij} \quad (4)$$

O estado ou regime  $\{S_t\}$  na cadeia de Markov refere-se à dinâmica provável de uma determinada variável no instante  $t$  que depende apenas da distribuição verificada no tempo  $t-1$ . Nesse caso, a distribuição de  $S_t$  é inteiramente determinada pelos valores de  $S_{t-1}$ , de modo que as distribuições anteriores, excluindo o passado imediato, não geram qualquer tipo de efeito direto sobre as variáveis que serão estimadas.

A evolução entre diversos regimes na cadeia de Markov é dada pela probabilidade  $p_{ij}$  que pode ser ilustrada a partir de uma matriz de transição quadrática formada por todas as probabilidades de alternância de regime possíveis. Abaixo segue ilustração:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1} & \dots & p_{mn} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Cada elemento dessa matriz ( $p_{ij}$ ) genérica exemplifica a probabilidade de observarmos do regime  $j$  em  $t+1$ , visto que o regime  $i$  predominava no tempo imediatamente anterior. Assim, o elemento  $p_{21}$ , por exemplo, representaria a expectativa de mudarmos do regime 2 em  $t$  para o regime 1 em  $t+1$ . Cabe ressaltar que a matriz de probabilidade deve ser quadrada e o somatório de cada uma das linhas deve ser igual a uma unidade.

### 3.2 Modelagem

Para elaborar um modelo MS-VAR precisamos inicialmente determinar o número de defasagem e de regimes ótimos. A escolha das defasagens foi conduzida segundo o critério de informação AIC (Akaike), buscando sempre o modelo mais parcimonioso possível.

Por outro lado, a determinação do número de regimes esbarra, segundo Krolzig (1997), na existência de parâmetros não identificados no processo de estimação. Esses parâmetros geram o rompimento das condições de regularidade do processo de regressão e acabam exigindo a elaboração de modelos computacionais extremamente sofisticados para realização das estimações dos números de regimes no MS-VAR. Como forma de contornar esse problema, dada a limitação física e financeira para desenvolvermos um sistema computacional nos moldes preconizados, optamos inicialmente por dois regimes com base nos estudos de ciclos reais de negócios sob a ótica markoviana de Hamilton (1989).

Assim, tendo como base a determinação a priori do número de regimes, os testes recomendaram pela escolha [MSH(n)VAR(p)], que preconiza alternância da variância em função dos estados, enquanto que os demais parâmetros se comportam como um modelo VAR tradicional. A Equação abaixo, obtida no Krolzig (1997), será utilizada na estimação do modelo:

$$Y = (\bar{X} \ I_k) \beta_{[1]} + u, \quad u \sim N(0, \Omega), \quad \Omega = \sum_{m=1}^M \beta_m \gamma_m \quad (6)$$

Definições:

$$[X \ 1]_{(T \times (1 + K))} = (1, T, Y_{(-1)}, \dots, Y_{(-P)})$$

$$Y_{-j \ (T \times j)} = (Y_{(-1)}, \dots, Y_{(T-j)})'$$

$$Y_{(T \times K)} = (Y_{-1}^{(K)}, \dots, Y_{-T}^{(K)})'$$

$$U_{(T \times K)} = Y - (\bar{X} \ I_k) \beta'$$

$$\hat{U}_{(T \times K)} = Y - (\bar{X} \ I_k) \hat{\beta}'$$

## **IV BASE DE DADOS**

Os dados representam séries de tempo mensais de final de período para quatro variáveis: taxa de juros (a SELIC acumulada no mês anualizada do Brasil e o FED FUNDS), índice de inflação (IPCA), e a razão entre dívida mobiliária federal sobre meios de pagamento (DÍVIDA/M1).

O modelo foi elaborado considerando um sistema MS-VAR com variáveis endógenas (SELIC, inflação e dívida/M1) e uma variável exógena (FED). O horizonte escolhido para a análise decorre de 1995/8 a 2009/7 e todos os dados coletados foram calculados em diferença, conforme será discutido na próxima seção. Cabe ressaltar que aqui consideramos que a economia brasileira seria pequena em relação à economia mundial, portanto, alterações da taxa de juros interna não produziram impactos na taxa de juros internacional.

A taxa SELIC acumulada no mês anualizada, calculada a partir das negociações de compra e de venda de títulos públicos no Brasil, assim como os dados da dívida pública e dos meios de pagamento foram obtidos na base de dados do Banco Central, disponível no site da instituição. Na página do Banco Central de Nova Iorque na internet, encontramos os dados históricos da taxa de juros Fed Funds, que podem ser definidas como resultado das transações no mercado com títulos públicos federais nos EUA. Por fim, a taxa de inflação brasileira foi coletada no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e refere-se ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

## **V RESULTADOS EMPÍRICOS**

Nessa seção, apresentaremos o resultado da estimação do MS-VAR para o estudo dos determinantes da taxa de juros brasileira no período de 1995 a 2009, a partir do conjunto de variáveis ilustradas na seção anterior. A decisão de escolhermos

poucas variáveis (SELIC, FED, IPCA e DÍVIDA/M1) se justifica devido a questões relacionadas ao poder explicativo da regressão. Nos modelos MS-VAR o incremento do número de variáveis, em uma série histórica com poucas observações, pode gerar uma maior chance de cometer um erro de especificação, induzindo a conclusões econômicas falaciosas<sup>3</sup>. Além disso, essas variáveis foram as mais significativas para explicar o comportamento da taxa de juros para o período em estudo, considerando o modelo markoviano de mudança de regime.

Antes de iniciarmos o processo de estimação propriamente dito, precisamos analisar a estacionariedade das séries para verificar se existe ou não raiz unitária. Como não existe um consenso em torno do melhor teste para a presença de raiz unitária, utilizaremos os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Ng-Perron ( $MZ_t^{MQG}$ ). Para ambas os testes a hipótese nula e a alternativa representam, respectivamente, a presença ou não de raiz unitária. O resultado do teste de estacionariedade para as variáveis de estudo estão condensados na Tabela 1.

Tabela 1 – Teste ADF e  $MZ_t^{MQG}$

Variável	ADF		$MZ_t^{MQG}$	
	Constante	Const/Tend	Constante	Const/Tend
SELIC	-2.347414	-5.318829*	0.57454	-1.22333
IPCA	-3.09468**	-3.074147	-0.14959	-1.40533
DÍVIDA/M1	-1.574541	-1.431824	-1.06646	-1.32791
FED	-2.734227***	-3.611897**	-4.19998*	-10.5324*

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: \*Rejeita-se  $H_0$  a 1%, \*\*rejeita-se  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita-se  $H_0$  a 10%

No teste ( $MZ_t^{MQG}$ ) tanto com constante quanto com constante e tendência verificamos presença de raiz unitária na SELIC, IPCA e DÍVIDA/M1. Apenas na variável FED (juros americanos) não há raiz unitária (rejeitou a hipótese nula ao nível de significância de 1%, com constante e tendência).

<sup>3</sup> De fato, além da estimação dos parâmetros regressivos do VAR tradicional, a variância no MS-VAR muda conforme o estado da economia, fazendo com que o número de variáveis no processo de estimação aumente.

Quando fazemos o teste em diferença, o teste ADF apurou a não existência de raiz unitária, conforme Tabela 2. Dessa forma, optamos por trabalhar com os dados em diferença para não incorreremos em uma regressão espúria, sem significado econômico prático.

Tabela 2– Teste ADF e  $MZ_t^{MQG}$  em primeira diferença

Variável	ADF		$MZ_t^{MQG}$	
	Constante	Const/Tend	Constante	Const/Tend
SELIC	-6.788139*	-6.772343*	-1.92699***	-2.28233
IPCA	-3.501752*	-3.381848***	-0.41354	-1.28605
DÍVIDA/M1	-3.724432*	-3.988799**	-13.7887*	-10.9167*
FED	-5.911215*	-5.913202*	-4.63343*	-4.88594*

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: \*Rejeita-se  $H_0$  a 1%, \*\*rejeita-se  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita-se  $H_0$  a 10%

Posteriormente ao cálculo de não estacionariedade da série, o passo seguinte no processo de estimação será a determinação do número de regimes. A presença de parâmetros não identificados, conforme discutidos na seção 3.1.1 acarreta uma grande dificuldade prática para cálculo do número adequado de regimes (estados). Então, seguiremos a linha proposta de Hamilton (1989) e trabalharemos com a possibilidade de existência de apenas dois regimes.

A determinação no número de defasagens do componente autorregressivo de ordem  $p$  segue um modelo VAR tradicional e foi feito com base no critério de informação Akaike (AIC). A Tabela 3 abaixo ordena os resultados dos critérios de informação para cada especificação do modelo MS-VAR:

Tabela 3 – Critérios de informação para diversas especificações do modelo MS-VAR

Critérios	AKAIKE
-----------	--------



	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)
MSA	-11.7604	-11.7626	-12.3538
MSAH	-13.7369	-12.8598	-13.6133
MSH	-13.6828	-13.7424	-13.75
MSI	-11.7049	-11.6657	-11.817
MSIA	-11.8788	-11.9262	-12.5595
MSIAH	-13.6927	-13.1474	-12.9711
MSIH	-13.6529	-13.7141	-13.7254
MSM	-11.7647	-11.611	-11.8878

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme o critério de informação AIC, o modelo MSH(2)VAR(3) foi mais adequado, por apurar o menor valor dentre todas as especificações do modelo de Markov-Switching ponderadas pelas possíveis defasagens do vetor autorregressivo (AIC = -13.75). A Tabela 4 apresenta os demais resultados de forma resumida.

Conforme preconizado pelo modelo, o comportamento da SELIC é explicado por todas as variáveis, exceto pela relação dívida mobiliária federal sobre os meios de pagamento. Nesse caso, a dívida/M1 não Granger causa a taxa de juros tanto ao nível de 5% (1,96) quanto ao nível de 10% (1,64) de significância. Em termos de defasagem, a SELIC é influenciada por ela mesma defasada um período (SELIC\_1), pela taxa de inflação defasada dois períodos (IPCA\_2) e pela taxa de juros americana defasada três períodos (FED\_3).

Tabela 4 – Resultado dos coeficientes, do erro padrão e da estatística t para o modelo de dois regimes para a taxa de juros SELIC

	Coeficientes	Estatística t		Erro Padrão
CONSTANTE	-0.001891	-1.3718	Média	0.0013788
SELIC_1	0.520715	8.9643	SELIC_1	0.058088
SELIC_2	0.207322	3.3756	SELIC_2	0.061419

SELIC_3	-0.082861	-1.8674	SELIC_3	0.044373
IPCA_1	0.219644	0.5464	IPCA_1	0.40197
IPCA_2	0.896418	2.6999	IPCA_2	0.33202
IPCA_3	-0.478124	-1.6765	IPCA_3	0.28518
DIVIDA_M1_1	-0.014635	-0.7518	DIVIDA_M1_1	0.019467
DIVIDA_M1_2	-0.02442	-1.2609	DIVIDA_M1_2	0.019367
DIVIDA_M1_3	-0.006188	-0.3234	DIVIDA_M1_3	0.019135
FED_1	-0.002568	-0.2346	FED_1	0.010946
FED_2	-0.013097	-0.8821	FED_2	0.014847
FED_3	0.046469	3.7014	FED_3	0.012555
SE(Reg.1)	0.012791			
SE(Reg.2)	0.211974			

Fonte: Elaborada pelos autores.

A classificação estimada para os regimes com a respectiva Figura das médias dos parâmetros da regressão estão apresentados nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5 – Média dos parâmetros para o regime 1

Regime 1	SELIC	IPCA	DIVIDA	FED
1998:4 – 1998:8 [0.9422]	-0.0774	-0.0021	0.0065	0.0022
1999:8 – 2006:6 [0.9790]	-0.0052	0.0009	0.0083	0.0071
2000:10 – 2001:5 [0.9458]	-0.0010	0.0003	0.0035	-0.0547
2001:8 – 2002:9 [0.9944]	-0.0027	0.0009	-0.0088	-0.0548
2002:12 – 2003:7 [0.9083]	0.0221	0.0044	0.0250	-0.0353
2003:11 – 2009:4 [0.9976]	-0.0085	-0.0008	-0.0075	-0.0229
2009:6 – 2009:7 [0.9859]	-0.0601	-0.0010	0.0138	-0.0589
MEDIA	-0.0190	0.0004	0.0058	-0.0319

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 6 – Média dos parâmetros para o regime 2

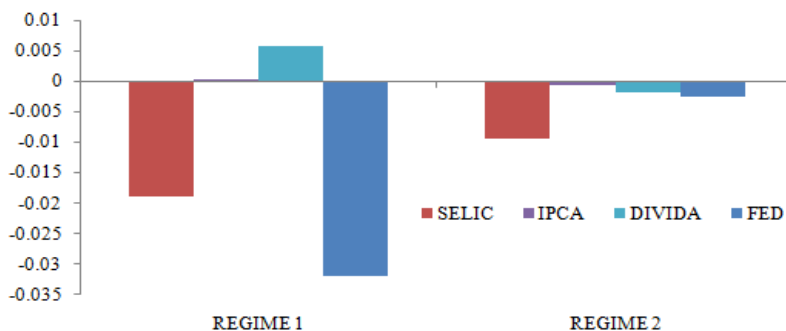
Regime 2	SELIC	IPCA	DIVIDA	FED
1995:11 – 1998:3 [0.9848]	-0.0153	-0.0048	0.0101	-0.0016
1998:9 – 1999:7 [0.9717]	0.0069	0.0022	0.0071	-0.0097
2000:7 – 2000:9 [0.6996]	-0.0285	0.0034	-0.0090	-0.0005
2001:6 – 2001:7 [0.9900]	0.0612	-0.0050	0.0219	-0.0552
2002:10 – 2002:11 [0.9999]	0.0861	0.0135	-0.0415	-0.1335
2003:08 – 2003:10 [0.9866]	-0.0869	-0.0107	0.0050	0

2009:5 – 2009:5 [0.9938]	-0.0894	-0.0026	-0.0059	0.1823
MÉDIA	-0.0094	-0.0006	-0.0018	-0.0026

Fonte: Elaborada pelos autores.

A partir da análise dos dados e da Figura 1, podemos distinguir a presença de dois regimes distintos. O regime 1 apresenta períodos de afrouxamento monetário em média para a economia brasileira e americana, enquanto que a inflação e a dívida, em média, mostram uma tendência de elevação. Por sua vez, o regime 2 apontou que, na média, todas as variáveis do modelo retrocederam.

Figura 1 – Média dos parâmetros estimados para cada um dos regimes



Considerando o cálculo dos parâmetros em dois regimes, existe uma incoerência no que se refere ao comportamento expansionista da política monetária evidenciada nos dois regimes identificados pelo modelo. Esse resultado contraria os fatos estilizados da economia brasileira, que preconizam a existência de ciclos de aperto monetário praticados após a implantação do Plano Real. O resultado inconsistente do modelo pode ser explicado pela má especificação do número ideal de regimes. Assim, com o intuito de buscar uma solução

passaremos a trabalhar com a hipótese de existência de três regimes.

Inicialmente, a exemplo do realizado para dois regimes, escolheremos o número de defasagem ideal, tendo sempre em mente a busca de modelos mais parcimoniosos, que minimizem a função dos resíduos penalizada pelos números de regressores adicionais. A ideia é analisar o custo/benefício de um regressor a mais no processo de estimação. Os resultados podem ser considerados a partir da análise da tabela 7.

Tabela 7– Critérios de informação para diversas especificações do modelo MS-VAR

Critérios	AKAIKE	
	VAR(1)	VAR(2)
MSA	-11.914	-11.709
MSAH	-13.885	-14.034
MSH	-14.011	-14.103
MSI	-12.569	-12.434
MSIA	-12.819	-12.840
MSIAH	-13.884	-13.739
MSIH	-13.955	-14.028
MSM	-12.625	-11.687

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme demonstrado, o modelo MSH(3)VAR(2) foi selecionado por apresentar a menor estatística de AIC, comparativamente às demais especificações do modelo de Markov-Switching. Esse modelo preconiza que a variância depende do regime, conforme relatado na seção metodológica. É importante citar que restringimos o estudo ao máximo de duas defasagens devido ao problema relacionado à quantidade de

parâmetros do processo autorregressivo com mudanças de regime<sup>4</sup>.

Quanto ao modelo estimado, é necessário medir se as variáveis respondem a mudança de regime, ou seja, é necessário examinar a linearidade do modelo. No teste conduzido, a hipótese nula ( $H_0$ ) indica a existência de linearidade, já a hipótese alternativa ( $H_a$ ), ao contrário, aponta para a presença de um modelo não-linear. O resultado do teste sugere que o modelo MSH de mudança de regime deve ser escolhido em detrimento de um modelo linear qualquer, já que houve evidências estatísticas em favor da rejeição da hipótese nula de linearidade, conforme evidenciado pela Tabela 8 a seguir:

Tabela 8 – Resultado do teste de linearidade do modelo

	Teste de Linearidade	Chi (12)	Chi (18)	Davies
MSH(3)VAR(2)	430.6172	[0.0000]**	0.0000]**	0.0000]**

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com o fim de compreender os determinantes da taxa de juros, apresentaremos, na Tabela 9, os resultados dos coeficientes, dos erros padrões e das estatísticas  $t$  para as variáveis e suas defasagens.

Ao nível de significância de 5% conforme a tabela 9, a taxa de juros interna pode ser explicada por ela mesma defasada um período (SELIC\_1), pela inflação defasada dois período (IPCA\_2) e pela taxa de juros internacional defasada dois períodos (FED\_2). Quando consideramos o nível de significância de 10%, a dívida pública com relação aos meios de

---

4 A inclusão de três defasagens, por exemplo, conduziria ao aumento do número de parâmetros na estimação, o que não seria condizente com a limitação do espaço amostral que estamos trabalhando.

pagamento defasados dois períodos (DÍVIDA/M1\_2) passa a ser relevante estatisticamente para explicar a taxa de juros interna.

Tabela 9 – Resultado dos coeficientes, do erro padrão e da estatística t para o modelo de três regimes para a taxa de juros SELIC

	Coeficientes	Estatística t		Erro Padrão
CONSTANTE	-0.0029	-1.9415	Média	0.0015
SELIC_1	0.6036	10.2642	SELIC_1	0.0588
SELIC_2	0.0821	1.4663	SELIC_2	0.0560
IPCA_1	0.2168	0.5101	IPCA_1	0.4250
IPCA_2	1.1881	2.8596	IPCA_2	0.4155
DIVIDA_M1_1	-0.0352	-1.4940	DIVIDA_M1_1	0.0236
DIVIDA_M1_2	-0.0463	-1.9309	DIVIDA_M1_2	0.0240
FED_1	-0.013734	-1.3570	FED_1	0.0101
FED_2	0.0302	2.9657	FED_2	0.0102
SE(Reg.1)	0.0126			
SE(Reg.2)	0.028			
SE(Reg.3)	0.2436			

Fonte: Elaborada pelos autores.

Agora, com o intuito de identificarmos as tendências das variáveis em cada um dos regimes, apresentaremos nas tabelas 10, 11 e 12 os resultados das médias das variáveis para cada regime.

Tabela 10 – Média dos parâmetros para o regime 1

Regime 1	SELIC	IPCA	DIVIDA	FED
1998:4 – 1998:8 [0.9678]	-0.0774	-0.0021	0.0065	0.0022
2001:9 – 2002:4 [0.8454]	-0.0042	0.0015	-0.0044	-0.0919
2004:3 – 2009:7 [0.9798]	-0.0091	-0.0002	-0.0046	-0.0283
MÉDIA	-0.0303	-0.0002	-0.0008	-0.0394

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 11 – Média dos parâmetros para o regime 2

Regime 2	SELIC	IPCA	DIVIDA	FED
1996:6 – 2001:8 [0.9539]	-0.0046	-0.0010	0.0058	-0.0060
2002:5 – 2004:2 [0.9892]	-0.0054	-0.0009	-0.0064	-0.0250
MÉDIA	-0.0050	-0.0009	-0.0003	-0.0155

Fonte: Elaborada pelos autores.

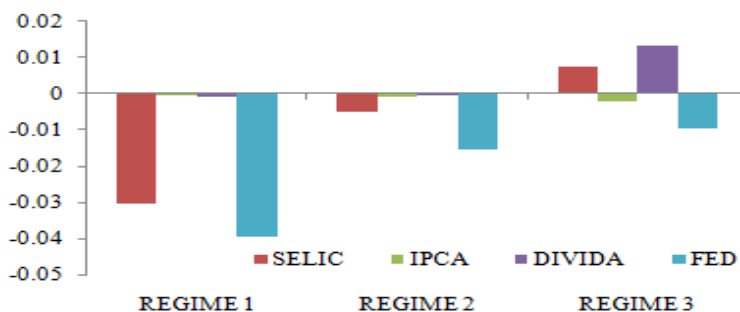
Tabela 12 – Média dos parâmetros para o regime 3

Regime 3	SELIC	IPCA	DIVIDA	FED
1995:10 – 1998:3 [0.9992]	-0.0237	-0.0052	0.0122	-0.0020
1998:9 – 1999:5 [1.000]	0.0382	0.0007	0.0142	-0.0175
MÉDIA	0.0072	-0.0023	0.0132	-0.0098

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os dados acima indicam uma melhor adequação do modelo com três regimes aos fatos estilizados da economia brasileira. O regime 1 comporta um cenário de reduções, em média, de todas as variáveis que compõem o estudo, com destaque para o comportamento da SELIC em linha com a taxa do FED Funds efetivo. O regime 2, por sua vez, também ilustra um ambiente de queda, em média, de todas as variáveis. Por fim, o último regime mostra um cenário, em média, de aperto monetário interno e de relação dívida sobre meios de pagamento crescente.

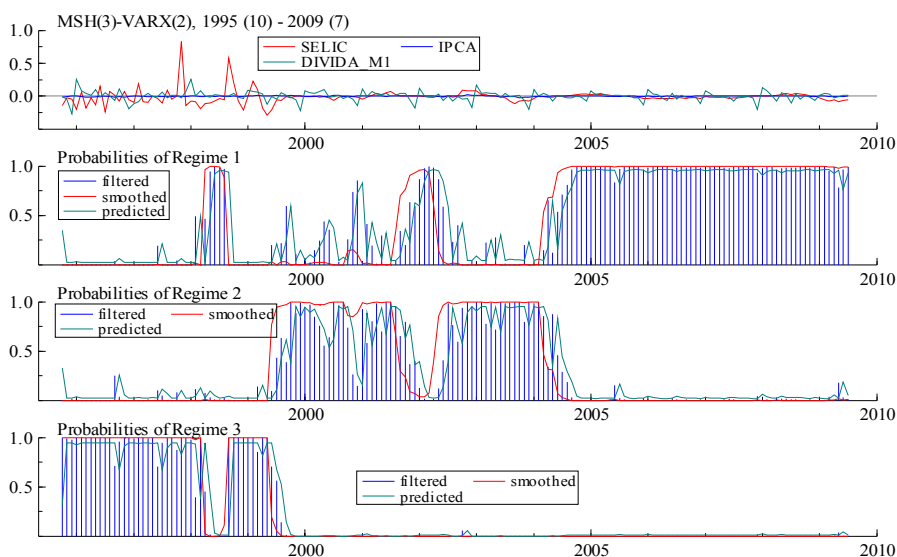
Figura 2 – Média dos parâmetros estimados para cada regime



As fases de política monetária expansionista e de política monetária restritiva podem ser visualizadas a partir das probabilidades suavizadas, filtradas e previstas para os regimes (Figura 3).

No triênio (1995-1998), os patamares das taxas de juros (SELIC) permaneceram em torno de 30% a.a., em média, fato identificado pelo regime 3. Um dos fatores que contribuíram para o aperto monetário nesse período foi a turbulência e a volatilidade do mercado internacional decorrentes das crises da Ásia (segundo semestre de 1997) e da Rússia (por volta de agosto de 1998).

Figura 3 – Probabilidades dos regimes



Quando observamos os indicadores sobre a ótica fiscal, no período de 1995 a 1998, os dados mostraram que houve uma elevação consistente da dívida/M1, basicamente em função do comportamento crescente da dívida pública. No modelo, esse



desempenho negativo do passivo do Governo acabou gerando uma política monetária restritiva, ao nível de 10% de significância, conforme descrito na Tabela 10 (dívida/M1 granger causa a taxa de juros).

Os primeiros meses de 1999, em função da queda do regime de âncora cambial e do temor da retomada da inflação, foram marcados por um contexto de aperto da política monetária. Esse viés se estendeu até a implantação de uma nova âncora baseada no sistema de metas para a inflação. Cabe ressaltar que a partir do final do segundo semestre do mesmo ano observamos um inflexão da tendência dos juros em função basicamente da melhora das condições internacionais e da retomada dos níveis de confiança com relação à economia brasileira (regime 2).

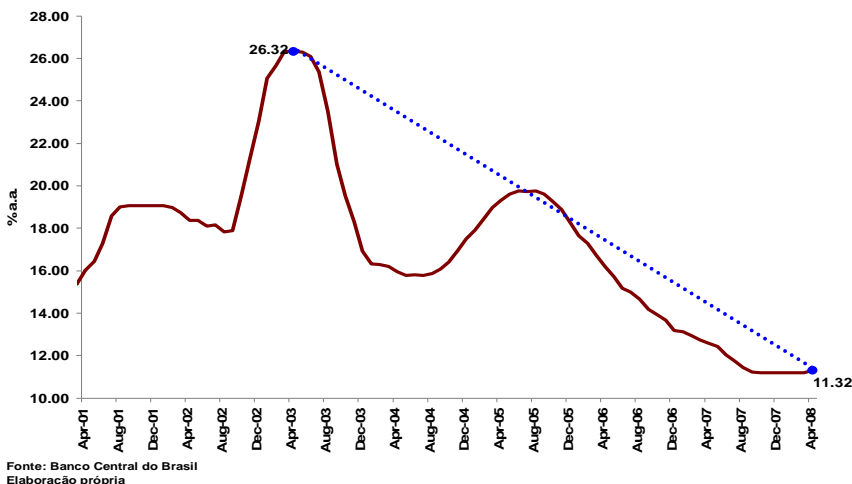
A partir de 2001 até meados de 2007, percebemos alguns intervalos de política monetária contracionista com destaque para os períodos de bancarrota da economia Argentina (2001), dos ataques terroristas nos EUA (2001), das eleições presidenciais (2002). Adicionalmente, o Banco Central iniciou um ciclo de aperto monetário em 2004 devido aos receios do surgimento de novas pressões inflacionárias advindas do aquecimento da demanda agregada doméstica e do cenário financeiro/internacional volátil devido à elevação do preço do petróleo.

Todavia, em que pese os fatos citados no parágrafo anterior, o modelo identificou o intervalo de tempo entre 2001 e 2007 como pertencentes ao regime de afrouxamento monetário. Uma justificativa para essa aparente contradição estaria nos padrões de política monetária contracionista observados nos primeiros anos do Plano Real, o que pode ter contribuído para viesar o resultado. Contudo, quando observamos os dados de forma ampla, verificamos que o modelo se adaptou bem aos fatos estilizados no tocante à tendência de afrouxamento da

política monetária, quando a taxa SELIC passou de 26,32 em mar/03 para 11,32 em abr/08, conforme Figura 4, abaixo:

Por fim, o período da crise econômico-financeira recente, iniciada com a insolvência das hipotecas americanas (subprime), foi relacionado a um regime de afrouxamento monetário. De fato, diferentemente da crise da Ásia e da Rússia, quando o Brasil foi obrigado a elevar a taxa de juros para atrair capital e manter a paridade cambial, a crise atual provocou um cenário de intensa recessão em nível mundial, que demandou reduções dos juros em escala global, inclusive no Brasil.

Figura 4 - SELIC acumulada no mês anualizada



O agravamento da crise financeira atual pode ser datado a partir da bancarrota do Banco de Investimento Lehman Brothers (set/08), que provocou apreensão no mercado internacional e forte elevação da aversão ao risco. Esse cenário pessimista transbordou para o lado real da economia com efeitos sobre o nível de confiança e sobre a atividade econômica como um todo. No Brasil, verificamos uma forte retração do produto interno bruto e da atividade fabril, com destaque para a queda da produção de bens de capital, motor do investimento produtivo.

O conjunto desses dados negativos levaram à flexibilização da política monetária para níveis nunca vistos na história econômica brasileira.

Posteriormente a essa discussão, estudaremos as probabilidades de alternâncias entre os diferentes estados ilustrados pela matriz de transição abaixo:

$$\hat{P} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & P_{13} \\ P_{21} & P_{22} & P_{23} \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,9680 & 0,01813 & 0,01386 \\ 0,04662 & 0,9534 & 2,896e-010 \\ 0,02634 & 0,02407 & 0,9496 \end{bmatrix}$$

Essa matriz demonstra a direção provável de um regime dada a ocorrência verificada no período anterior. As probabilidades sugerem maior chance de permanência nos regimes de afrouxamento da política monetária ( $p_{11} = 0,9680$ ) e ( $p_{22} = 0,9534$ ), comparativamente à permanência no regime de aperto monetário ( $p_{33} = 0,9496$ ). De forma mais clara, se a economia estiver em um estado caracterizado por um cenário de afrouxamento monetário, existirá uma maior chance de permanecer nesse regime no instante imediatamente posterior. Esses resultados denotam uma maior resistência de mudança de regimes.

Da mesma forma, se estivermos considerando a possibilidade de quebra de regime (alternância entre os diversos estados) iremos observar as seguintes situações. Se a economia estiver no instante  $t$  no regime 1, haverá uma maior probabilidade de verificarmos, no período imediatamente posterior, uma convergência para o regime 2, qualificado por um ambiente de política monetária expansionista ( $p_{12} = 0,01813$ ). No mesmo sentido, se estivermos no regime 2, observaremos uma maior tendência de mudança no sentido do regime 1 ( $p_{21} = 0,04662$ ), também caracterizado por um afrouxamento monetário. Por fim, quando partimos do pressuposto que estamos no regime 3 no período  $t$ , haverá uma maior

probabilidade de se descolar para o regime 1 ( $p_{31} = 0,02634$ ) comparativamente ao regime 2 ( $p_{32} = 0,02407$ ).

Em suma, se estivermos em um regime de afrouxamento monetário, haverá uma maior probabilidade de permanecermos nesse regime. Se partirmos de um contexto de aperto monetário, observaremos uma maior probabilidade de mudança para o regime em direção a um afrouxamento monetário.

Uma característica da modelagem MS-VAR refere-se às informações sobre o número de observações, às probabilidades e à duração de ocorrência de cada um dos regimes. Abaixo, na Tabela 13 é apresentado um resumo das referidas propriedades dos regimes.

Tabela 13 – Probabilidades estacionárias e duração dos regimes

Regimes	N. Obs	Probabilidade	Duração
REGIME 1	76.5	0.5537	31.26
REGIME 2	50.1	0.2940	21.45
REGIME 3	39.4	0.1523	19.84

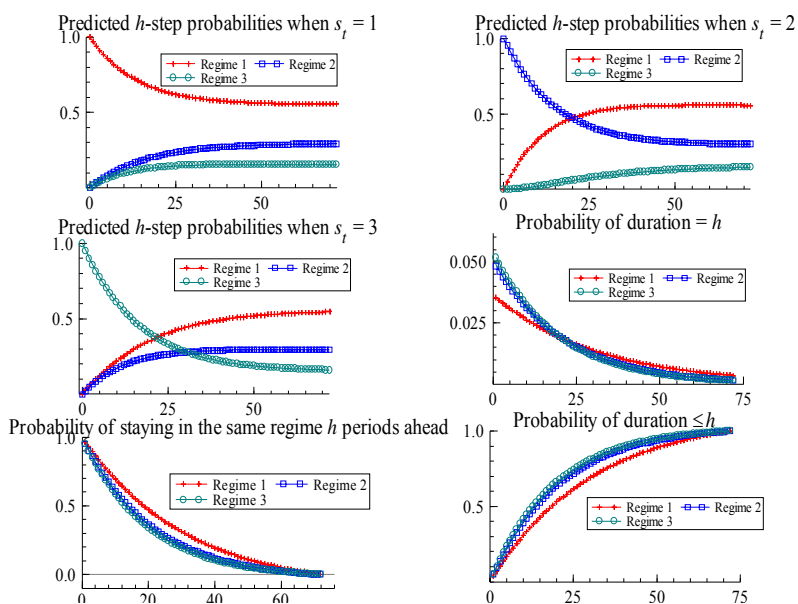
Fonte: Elaborada pelos autores.

O regime 1 possui as melhores características quanto ao número de observações (agrupa aproximadamente 76,5% dos dados), à probabilidade de ocorrência (55,37%) e à duração (31 períodos). Confirmada essa tese, quando analisamos o cenário prospectivo, estimado pelo modelo, há uma maior tendência em direção ao regime 2. Essa noção de probabilidade e de duração dos regimes no futuro é observada por meio da representação da Figura 5.

Os três primeiros gráficos da Figura 5 relacionam a previsão das variáveis  $h$  passos à frente para os três regimes dado que um deles ocorreu no instante  $t$ . Em todas as representações podemos observar que, independentemente do regime inicial, existe uma maior probabilidade de observarmos afrouxamento monetário (regime 1) na medida que avancemos

no tempo. Quando consideramos o gráfico de probabilidade de permanência no mesmo regime  $h$  passos a frente, visualizamos uma maior tendência também em direção ao regime 1. No mesmo sentido, quanto visualizamos a probabilidade de duração menor ou igual a  $h$ , encontramos uma tendência em direção do regime 1, que apresenta menor inclinação comparativamente aos demais regimes.

Figura 5 – Probabilidades e duração dos regimes no futuro



Assim, o resultado do modelo reflete o bom momento vivido pela economia brasileira em termos de melhora dos fundamentos e dos cenários macroeconômicos prospectivos. Nos últimos anos, verificamos uma melhora tanto conjuntural quanto estrutural que possibilitou uma melhor avaliação da economia brasileira por órgãos e consultorias especializadas em

classificação de risco, especialmente no que tange à perspectiva de crescimento econômico.

## VI CONCLUSÃO

Os modelos de Markov oferecem ferramentas estatísticas e econométricas convenientes para lidar com distintas fases de mudanças estruturais em economia. Dentre as suas vantagens podemos citar a possibilidade de criar mais de um processo gerador dos dados, a partir de estimação de regressões para cada regime. Empiricamente, há fortes evidências de que os modelos markovianos seriam mais robustos aos dados, com a construção de projeções mais consistentes para as séries macroeconômicas.

Em linha com a teoria, o modelo sugere que há uma tendência de afrouxamento monetário, em média, para o horizonte de curto e de longo prazos no Brasil. Essa nova realidade é reflexo das melhorias dos indicadores macroeconômicos do Brasil, identificadas por consultorias, por órgãos de pesquisa econômica e por instituição de *rating* internacional, a exemplo da Moody's<sup>5</sup>.

Contudo, acreditamos que é importante darmos maior atenção para o controle da dívida pública. Conforme demonstrado pelo modelo MS-VAR, a dívida pública elevada foi um dos fatores que contribuiu para o aperto monetário observado no Brasil nos primeiros anos do Plano Real. Naquele período, houve crescimento da desconfiança dos agentes quanto à sustentabilidade fiscal do setor público em virtude de redução do superávit primário. Diante desse cenário, os agentes econômicos passaram a exigir um prêmio de risco mais elevado, ilustrado pela taxa de juros mais alta e pela demanda por títulos públicos com vencimento mais curto. Assim, em que pese a atual arquitetura da política macroeconômica doméstica baseada

---

<sup>5</sup> Recentemente, o Brasil foi classificado pelas agências de *rating* como grau de investimento.

no tripé meta de inflação, taxa de câmbio flutuante e disciplina fiscal, a questão relacionada à magnitude e à composição das despesas públicas não pode ser menosprezada, dados os resultados do modelo.

De fato, parte significativa do incremento dos gastos, nos últimos anos, se deve basicamente a despesas de difícil reversão, ligadas basicamente ao reajuste e às contratações de servidores públicos. Essa tendência de aumento das despesas públicas pode se sustentar no curto prazo pelo aumento da arrecadação tributária em função das perspectivas de crescimento econômico. Todavia, no longo prazo, o aumento da carga tributária acaba penalizando o investimento produtivo e expulsando a iniciativa privada do mercado, em um efeito *crowding-out*. Esse fato poderá contribuir para reduzir o crescimento no longo prazo e comprometer a receita pública em um ambiente de gastos rígidos e crescentes. Com isso, poderemos testemunhar uma ampliação da dívida pública com maiores obrigações no passivo total do Governo Federal e, consequentes movimentos de *overshooting* da taxa de juros, alimentado pela elevação do grau de aversão ao risco (dominância fiscal).

## REFERÊNCIAS

ANG, A; BEKAERT, G. Regime switches in interest rate. **Journal of business & Economics Statistics**, v. 20, p. 163, April 2002.

BLANCHARD, Olivier. **Fiscal dominance and inflation target: lessons from Brazil**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, mar 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w10389>>, acessado em 15 nov. de 2009.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; NAKANO, Yoshiaki. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. **Revista de Economia Política**, v. 22, nº 3, p. 87, julho-setembro/2002.

CECCHETTI S. G; LAM P; MARK, N, C. Mean reversion in equilibrium asset prices. **American Economic Review**, v. 80, p. 398-418, 1990.

CORREA, Arnildo S.; HILLBRECHT, Ronald O. **Ciclos internacionais de negócios: uma análise da mudança de regime markoviano para o Brasil, Argentina e Estados Unidos**. Brasília: Banco Central do Brasil, Working paper series, n. 88, 2004.

EDWARDS, Sebastian; KHAN, Mohsin S. **Interest rate determination in developed countries: a conceptual framework**. NBER Working paper, nº 1531, 1985.

FRÜHWIRTH-SCHNATTER, S. **Finite mixture and markov switching models**. Austria: Institut für Angewandte Statistik, 2006.

GRAY, Stephen F. Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime switching process. **Journal of Financial Economics** vol. 42, p. 27-62; Set, 1996

GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A.C. **Finanças Públicas: teoria e prática no Brasil**. Terceira edição revisada e atualizada. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 2008.

KROLZIG, Hans-Martin. **Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis**. Oxford, 1997.

\_\_\_\_\_. **Econometrics Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MS-VAR for OX**. Oxford: Institute of Economics and Statistics and Nuffield Colege, 15 de Dezembro, 1998.



\_\_\_\_\_. **Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes.** Department of Economics and Nuffield College, Oxford. April 19, 2000.

HAMILTON, James D. Rational expectations econometric analysis of changes in regime. An investigation of the term structure of interest rates. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 385-423, 1988.

\_\_\_\_\_. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

\_\_\_\_\_. Analysis of time series subject to change in regime. **Journal of Econometrics**, v. 45, p. 39-70, 1990.

HICKS, Jonh Richard. **Valor e Capital: Estudo sobre alguns princípios fundamentais.** São Paulo: Ed. Nova cultura, 1987.

LEEPER, E. M. Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies. **Journal of Monetary Economics**, 27 (1), Feb. 129-147, 1991.

LIMA, E T A.; LUDUVICE, F.; TABAK, B. M. **Forecasting interest rates: An application for Brazil.** Brasil: Banco Central do Brasil, Working Papers Series, n 120, 2006.

MARTINS, Marco Antônio Campus. A nominal theory of nominal rate of interest and the price level. **Journal of Political Economy**, v. 88, p. 174-185, fev., 1980.

MOREIRA, Tito B. S.; SOUZA, Geraldo da Silva. A Nominal Theory of Nominal Rate of Interest and the Price Level: Some Empirical Evidence. **Economics Bulletin**, v. 29, p. 3120-3125, 2009.

\_\_\_\_\_. The Fiscal Theory of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policies: The Brazilian Case. **Brazilian Review of Econometrics**, v.27, nº 1, p. 85-106, May 2007.

MOREIRA, Tito B. S. **Mecanismos de Transmissão da Política Fiscal no Brasil: Uma Investigação Empírica**. XIV PRÊMIO TESOIRO NACIONAL, [www.stn.fazenda.gov.br](http://www.stn.fazenda.gov.br), 2009.

PAGAN, A.; SCHWERT, G.W. Alternative models for conditional stock volatility. **Journal of Econometrics**, v 45, p. 267-290, 1990

PEDRAS, Guilherme Binato Villela. História da dívida pública no Brasil: de 1964 até os dias atuais. **Dívida pública: a experiência brasileira**. Secretaria do Tesouro Nacional e Banco Mundial, Brasília. p. 65-67. 2009. Disponível em: <[http://www.stn.gov.br/divida\\_publica/livro\\_divida.asp](http://www.stn.gov.br/divida_publica/livro_divida.asp)>, acessado em 20 fev. de 2010.

SIM, Christopher A. Macroeconomics and Reality. **Econometric Society**, v. 48, n. 1, (jan., 1980) p. 1-48, 1980.

SMITH, D. R. Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates. **American Statistical Association. Journal of Business & Economics Statistics**, v. 20, n. 2, abr., 2002

TRICHES, Divanildo; CALDART, Wilson Luis. As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro 1999 a setembro 2004. In: **Anais do VIII Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC 2005**.

Nota: Os autores podem disponibilizar para os leitores os gráficos (coloridos) apresentados no artigo por meio dos e-mails: [tito@pos.ucb.br](mailto:tito@pos.ucb.br), [titoeco@yahoo.com.br](mailto:titoeco@yahoo.com.br).