

POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA PARA UMA ECONOMIA COM MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANO: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL

Edilean Kleber da Silva¹

Resumo: O objetivo deste trabalho é calcular regras monetárias ótimas regime-dependente para economia brasileira. Para isto, um modelo macroeconômico é estimado com os parâmetros das curvas de Phillips e IS variando no tempo, mas constantes condicionados a um regime não-observável. Para a curva de Phillips, considera-se um modelo Markov-switching com dois regimes, onde o segundo é caracterizado por uma inflação mais elevada e volátil. A curva IS é estimada com três regimes. Os valores obtidos para os parâmetros indicam um gap do produto menos persistente e mais sensível à taxa real de juros no primeiro regime. Os resultados obtidos mostram que: i) a autoridade monetária responde mais agressivamente a inflação quando a curva de Phillips está no regime de inflação elevada; ii) o banco central reage mais fortemente a aumentos no gap do produto do que na inflação quando a curva de Phillips está no regime de baixa inflação.

Palavras-chave: Política monetária. Regras monetárias ótimas. Modelos Markov-switching.

Abstract: This work aims to calculate regime-dependent optimal monetary rules for Brazilian economy. To achieve that, a backward-looking expectations macro-model has been estimated with the parameters of the Phillips and IS curves time-varying but constant conditional on an unobserved regime. For the Phillips curve, a Markov-switching model has been considered with two regimes, where the second is characterized by a higher, persistent and volatile inflation than the first. The IS curve is estimated with three regimes. The values for the parameters indicate that the output gap is less persistent and more sensible to the real interest rate in the

¹ Professor do PPGE/UFPB

first regime. The results of the monetary rules show that: i) the monetary authority responds more aggressively to inflation when the Phillips curve is in the regime of high inflation; ii) the central bank reaction is stronger in relation to output gap than to inflation rate when the Phillips curve is in the regime of low inflation.

Keywords: Monetary policy. Optimal monetary rules. Markov-switching models.

JEL classification: E52, C32, C61.

I INTRODUÇÃO

O regime de metas de inflação tem sido a estratégia escolhida para a condução da política monetária brasileira desde julho de 1999, seis meses após a transição de um regime de bandas cambiais para um sistema de taxa de câmbio flutuante.² Conforme Mishkin (1999), o regime de metas de inflação caracteriza-se por meio de cinco elementos básicos: i) a divulgação ao público de metas para a taxa de inflação no médio prazo; ii) um compromisso institucional com a estabilidade dos preços como o objetivo primário da política monetária; iii) a utilização de várias variáveis, e não apenas dos agregados monetários e da taxa de câmbio, no processo de decisão de ajuste dos instrumentos de política monetária; iv) um aumento da transparência da política monetária resultante de uma maior comunicação com o público em relação aos objetivos do banco central e; v) aumento da responsabilidade do banco central para encontrar as metas de inflação delineadas.

² Ao longo da década de 1990, a estratégia de metas inflacionárias tem sido adotada por muitos outros bancos centrais, tais como Austrália, Canadá, Chile, Colômbia, República Checa, Finlândia, Israel, Coreia do Sul, Reino Unido, México, Nova Zelândia, Peru, Polônia, África do Sul, Espanha, Suécia e Tailândia.

Tem sido prática comum modelar metas inflacionárias utilizando uma função perda sobre as variáveis-objetivo da autoridade monetária (SVENSSON, 1996; BALL, 1997; RUDEBUSCH e SVENSSON, 1998). Com metas de inflação estrita, o banco central procura minimizar uma função perda que inclui os desvios quadrados da inflação em relação a uma meta inflacionária explícita. Adicionalmente, o regime de metas de inflação pode ser interpretado como envolvendo outras variáveis-objetivo. Neste caso, a autoridade monetária pode atribuir pesos não nulos para a variabilidade do produto e suavizamento do instrumento de política monetária (a taxa de juros nominal). A finalidade do banco central é escolher uma seqüência para a taxa de juros que minimize intertemporalmente a sua função perda sujeito a um modelo macroeconômico representando a estrutura da economia.

Seguindo a estrutura analítica de Svensson (1996), a implementação de metas inflacionárias se dá através de uma regra de política monetária semelhante à regra de Taylor (1993), com o instrumento de política monetária sendo ajustado a desvios da inflação em relação a sua meta e a variações do produto. A diferença fundamental de uma regra de instrumento explícita como a proposta por Taylor é que, sob metas inflacionárias, observa-se apenas uma regra ótima de instrumento implícita. Neste caso, a função de reação do banco central expressando o instrumento de política monetária como função do conjunto de informações disponível é obtida da solução do problema de otimização intertemporal restrito da autoridade monetária.

No Brasil, a literatura sobre regras monetárias ótimas não é muita vasta.³ Andrade e Divino (2001) derivam regras para política monetária brasileira utilizando os parâmetros estimados de um modelo IS-OA com expectativas *backward-looking* para

³ Ao longo do texto, o termo regras monetárias ótimas se refere às regras de instrumento ótimas.

uma economia fechada. Freitas e Muinhos (2001) estimam um modelo IS-OA para uma economia aberta e simulam os efeitos de diferentes regras monetárias sobre a variância da inflação e do produto. Bonono e Brito (2002) diferenciam-se em relação aos autores anteriores por utilizar os parâmetros estimados de um modelo macroeconômico aberto com expectativas *forward-looking* para caracterizar regras monetárias ótimas. Almeida et al. (2003) calculam regras monetárias ótimas com base no modelo proposto por Ball (1998) e estimam funções de reação para a taxa de juros Selic considerando a economia fechada e aberta. Morais et al. (2004) derivam regras monetárias ótimas considerando que a autoridade monetária atribui um peso positivo na sua função perda para desvios da razão dívida/PIB em relação a sua meta. Embora estes trabalhos empreguem diferentes métodos de estimação das equações estruturais, eles assumem que, no processo de derivação das regras, os parâmetros destas equações são constantes.

O presente trabalho inova em relação aos estudos anteriores ao procurar derivar regras monetárias ótimas regime-dependente para a economia brasileira. Para isto, estima-se um simples modelo macroeconômico do tipo IS-OA com expectativas *backward-looking*. Neste modelo, as equações estruturais (curva IS e curva de Phillips) são estimadas usando modelos Markov-switching. Seguindo Hamilton (1989, 1990), a idéia aqui é permitir que os parâmetros dessas equações variem no tempo, mas sejam constantes condicionadas a uma variável de regime não-observável. Neste trabalho, a vantagem desta metodologia é a possibilidade de se calcular um conjunto de regras monetárias ótimas que estão condicionadas aos regimes prevalentes nas equações do modelo estrutural da economia. Assim, pode-se observar como o Banco Central do Brasil, com pesos determinados sobre as variáveis-objetivo na sua função perda, deve mudar a regra monetária quando se depara com uma mudança de regime na curva IS e/ou na curva de Phillips.

O restante deste trabalho está organizado em cinco seções. A seção 2 apresenta as estimações dos modelos lineares e com mudança de regime. O arcabouço teórico para derivação de regras monetárias ótimas é mostrado na seção 3. Na seção 4, as regras monetárias ótimas são calculadas e os resultados obtidos são analisados. A seção 5 traz as conclusões do trabalho.

II UM MODELO ESTRUTURAL PARA O BRASIL

2.1. Modelo linear

Inicialmente, considera-se um simples modelo macroeconômico estrutural de economia fechada e com expectativas *backward-looking* baseado em Svensson (1996) e Ball (1997). As duas equações lineares que formam o modelo, uma curva de Phillips e uma curva IS, são expressas por

$$\pi_{t+1} = \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + e_{t+1} \quad (2.1)$$

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t + \beta_2 (i_t - \pi_t) + \eta_{t+1} \quad (2.2)$$

Onde: $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ é a taxa de inflação, y_t é o *gap* do produto (isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial), i_t é a taxa de juros nominal (considerada como o instrumento de política monetária), e η_t e e_t são distúrbios i.i.d com média zero e variâncias σ_π^2 e σ_y^2 . A curva de Phillips é dada pela equação (2.1), mostrando que a taxa de inflação depende da inflação e do *gap* do produto no período anterior e de um choque de oferta. A equação (2.2) é uma curva IS onde o *gap* do produto depende da sua própria defasagem, da taxa real de juros no período anterior e de um choque de demanda. De acordo com este modelo, o mecanismo de transmissão da política monetária se dá exclusivamente por meio do canal da demanda agregada, com alterações na taxa real de juros afetando o produto depois de um período e a taxa de inflação depois de dois períodos.

Para as estimações das curvas de Phillips e IS, foram utilizados dados mensais, cobrindo o período de janeiro de 1991 a dezembro de 2004, das seguintes variáveis:⁴ i) *gap* relativo do produto em pontos percentuais, mensurado pela diferença relativa entre o índice de produção industrial mensal ajustado sazonalmente e o produto potencial calculado através do filtro Hodrick-Prescott, isto é, $y_t = 100(q_t - q_t^*) / q_t^*$; ii) taxa real de juros ($r_t = i_t - \pi_t$), obtida pela diferença entre a taxa de juros Selic e a taxa de inflação; iii) taxa de inflação (π_t), mensurada pela variação do logaritmo natural do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Os dados foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Antes de proceder com as estimações das equações estruturais, realizaram-se testes de raiz unitária para verificar a estacionaridade das variáveis do modelo (ver Tabela 1). Primeiramente, foi utilizado o teste ADF incluindo um termo constante e uma tendência determinística. Para selecionar o número ótimo p^* de termos de diferença defasados a serem incluídos em cada regressão, dois procedimentos foram empregados. O primeiro foi um procedimento geral para específico baseado sobre a estatística t-Student do coeficiente associado com a última defasagem da autoregressão estimada.⁵ O segundo foi escolher p^* com base no critério de informação Schwarz (SBC). A ordem autoregressiva máxima considerada foi $p_{\max} = 24$. Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária para a taxa de inflação e taxa real de juros, mas indicam que a variável *gap* do produto é estacionária.

⁴ A escolha deste período amostral deveu-se a disponibilidade da série temporal sobre a produção industrial.

⁵ Este procedimento é denominado de t-sig. Para detalhes, ver Perron (1997).

Tabela 1: Teste de raiz unitária

Teste ADF				
Variável	k	α	t_α	Data da quebra
y_t	23^1	0,35095	-4,15337*	-
	11^2	0,61494	-4,32133*	-
π_t	0^1	0,93406	-2,32759 ^{n.s}	-
	3^2	0,92296	-2,62158 ^{n.s}	-
r_t	23^1	0,79489	-2,33414 ^{n.s}	-
	3^2	0,78941	-3,72797**	-
$\Delta\pi_t$	0^1	0,06910	-11,91351*	-
	2^2	-0,01373	-7,84423*	-
Δr_t	23^1	-1,44894	-2,98701 ^{n.s}	-
	16^2	-1,57501	-4,68351**	-
Teste de Perron (Innovational Outlier)				
π_t	21^1	0,18761	-47,26903*	1994:5
	24^2	0,18945	-57,38444*	1994:5
r_t	23^1	0,05099	-13,00137*	1994:5
	19^2	0,10369	-11,87816*	1994:5

Fonte: Calculados através do programa econométrico WinRats 6.0.

Notas: *Significante a 1%. **Significante a 5%. ***Significante a 10%. ^{n.s} Não Significativo. ¹ k escolhido através do procedimento t-sig.; ² k escolhido através do critério de informação SBC.

Um problema do teste ADF é que ele ignora os efeitos de mudanças estruturais na economia. Visto que uma quebra estrutural pode disfarçar a estacionaridade de uma série temporal, a utilização do teste ADF pode levar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária quando na verdade a série temporal é estacionária (PERRON, 1989). Em razão disto, realizou-se o teste de raiz unitária de Perron (1989) na sua forma *innovational outlier* (IO) permitindo uma mudança conjunta no intercepto e tendência no tempo T_b (data da quebra) para as variáveis inflação e taxa real de juros. Seguindo Perron (1997), o valor de T_b foi selecionado endogenamente como o valor no qual

minimiza a estatística t para testar $\alpha=1$.⁶ Os procedimentos usados para escolher p^* foram iguais aos utilizados no teste ADF. Os valores críticos assintóticos da estatística t_α encontram-se tabulados em Perron (1997). De uma maneira geral, os resultados apresentados na Tabela 1 sugerem que as variáveis inflação e taxa de juros real podem ser consideradas estacionárias.

As curvas IS e de Phillips foram estimadas usando o método de mínimos quadrados ordinários. Para captar a quebra estrutural na taxa de inflação decorrente da implementação do plano Real, foi inserida na equação da curva de Phillips uma *dummy pulse* (Real) que assume o valor 1 a partir de 1994:7 e 0 caso contrário⁷.

Na equação da curva IS, uma *dummy impulse* foi colocada assumindo valor 1 para 1995:5 no intuito de captar a forte queda do *gap* do produto neste mês. Os resultados das estimações dos parâmetros e dos testes sobre os resíduos das equações são reportados na Tabela 2 (o valor entre parêntese refere-se ao p-value)⁸.

⁶ O parâmetro α é o coeficiente autoregressivo de primeira ordem nas regressões estimadas.

⁷ Com base no critério $|\hat{e}_t| > 3\hat{\sigma}$, detectaram-se observações *outlier* na curva de Phillips. Em razão disto, três variáveis *dummies impluse* foram consideradas na estimação, a saber: $Di_1=1$ para 1991:3; $Di_2=1$ para 1991:4; $Di_3=1$ para 1993:2. Para os demais períodos, todas as *dummies* assumem valor zero.

⁸ Em todas as estimações deste trabalho, uma constante foi inserida nas equações da curva de Phillips e IS, embora no cálculo de regras monetárias ótimas que serão apresentadas na seção 4 eu não considere este termo.

Tabela 2: Estimacões da Curva de Phillips e IS

Curva de Phillips		Curva IS	
Parâmetro	Estimativa	Parâmetro	Estimativa
Constante	1,9417** (0,0145)	Constante	0,3006 ^{n.s} (0,1600)
α_1	0,9603* (0,0000)	β_1	0,8069* (0,0000)
α_2	0,0632** (0,0355)	β_2	-0,0958 ^{n.s} (0,1446)
Real	-1,3326*** (0,0924)	D ₁	-11,078* (0,0000)
Real* π_{t-1}	-0,7853* (0,0000)		
Di ₁	-8,5557* (0,0000)		
Di ₂	-7,6031* (0,0000)		
Di ₃	-4,9792* (0,0000)		
R ² = 0,991	R ² -adj = 0,990	R ² = 0,684	R ² -adj = 0,678
Akaike = 2,906	Schwarz = 3,055	Akaike = 4,168	Schwarz = 4, 243
Log-lik. = -234,62	Prob(F) = 0,000	Log-lik. = -344,03	Prob(F) = 0,000
Teste sobre os resíduos		Teste sobre os resíduos	
LB(2) = 1,3380 ^{n.s}	LB(4) = 4,4914 ^{n.s}	LB(2) = 0,5089 ^{n.s}	LB(4) = 1,4186 ^{n.s}
ARCH(2) = 30,676*	ARCH(4) = 36,440*	ARCH(2) = 7,6117**	ARCH(4) = 7,4304 ^{n.s}
LM (2) = 1,323 ^{n.s}	LM (4) = 4,718 ^{n.s}	LM (2) = 1,036 ^{n.s}	LM (4) = 3,857 ^{n.s}
White = 54,25*	Jarque-Bera = 106,5*	White = 17,99*	Jarque-Bera = 8,59**

Fonte: Calculados através do programa econométrico E-views 5.0.

Nota: * Significante a 1%. ** Significante a 5%. *** Significante a 10%. ^{n.s} Não Significativo.

Como nas curvas de Phillips e IS, o teste de White indicou que os resíduos são heterocedásticos, utilizou-se o estimador de covariância proposto por White (1980). De acordo com os testes Ljung-Box (LB) e Breusch-Godfrey (LM), não se pôde rejeitar a hipótese de que os resíduos de ambas as equações

são serialmente não-correlacionados. Os resultados do teste ARCH indicam a presença de significativa heterocedasticidade condicional auto-regressiva dos resíduos na curva de Phillips, mas não na curva IS. Por fim, para um nível de significância de 5%, o teste Jarque-Bera sugeriu que os resíduos das duas equações não são normalmente distribuídos.

As estimativas dos parâmetros da curva de Phillips são todas estatisticamente significantes e de acordo com o predito teoricamente. Os valores negativos dos coeficientes relacionados as variáveis *dummies* Real e $\text{Real} * \pi_{t-1}$ demonstram a forte queda tanto no nível médio da inflação como na sua persistência decorrentes da implementação do plano Real.

No que diz respeito à equação da curva IS, os coeficientes de persistência do *gap* do produto e da variável *dummy* são significativos a 1%, mas o coeficiente medindo o impacto da taxa de juros sobre o produto só é significativo a um nível de significância de 15%.

De acordo com os valores dos parâmetros estimados, um aumento de um ponto percentual na taxa real de juros no mês t reduz o *gap* do produto em 0,0958 pontos percentuais em $t+1$. Por sua vez, uma diminuição de um ponto percentual do *gap* do produto leva a uma queda da taxa de inflação de 0,0632 pontos percentuais no período posterior. Desta forma, uma elevação da taxa real de juros em um ponto percentual em t provoca uma redução de 0,006 pontos percentuais na taxa de inflação em $t+2$.

A Tabela 3 traz um comparativo dos valores dos parâmetros obtidos neste trabalho com os de outros autores nacionais (especificamente, FREITAS e MUINHOS, 2001; ALMEIDA et al., 2003; MORAIS et al., 2004).

Tabela 3: Outras estimações da Curva de Phillips e IS para o Brasil

	α_1	α_2	β_1	β_2	Periodicidade	Amostra	Método de estimação
Freitas e Muinhos	0,80	0,31	0,73	-0,39	trimestral	1992:4 - 99:1	MQO
Almeida et. al.	0,60	0,34	0,34	-0,06	trimestral	1995:1 - 99:2	MQO2
Morais et al.	0,86	0,03	0,36	-0,44	mensal	1999:3 - 04:3	MQO
Autor	0,96	0,063	0,807	-0,09	mensal	1991:1-04:12	MQO

Fonte: Elaborada pelo autor.

As principais diferenças entre este e os demais trabalhos referem-se aos valores estimados dos coeficientes α_1 e β_2 . Ao se considerar o valor do coeficiente da variável *dummy* $Real*\pi_{t-1}$, verifica-se que o valor estimado para α_1 no período do plano Real é 0,175, bem abaixo dos obtidos pelos demais autores. Em relação às diferenças nos valores estimados para β_2 , isto pode ser decorrente dos diferentes períodos amostrais analisados nos trabalhos. O valor de 0,807 para o coeficiente medindo a persistência do *gap* do produto está próximo aos obtidos por Freitas e Muinhos (2001), mas superior aos de trabalhos mais recentes, tais como Almeida et al. (2003) e Morais et al. (2004).

2.2. Modelo com mudança de regime

A razão pela qual os trabalhos apresentados na Tabela 3 têm restringido os seus períodos de análise é a suposta mudança de regime decorrente da implementação do plano Real. O argumento é que considerar períodos amostrais embarcando

observações pré-1994 contaminaria as estimações dos coeficientes do modelo estrutural. Para contornar este problema, duas alternativas são possíveis. A primeira delas é inserir no modelo variáveis dummies para o período no qual se suspeita que houve a mudança de regime. Este foi o método utilizado para estimação da curva de Phillips na seção anterior, onde se verificou uma redução significativa na constante e no coeficiente que mede a persistência da inflação para o período pós-Real. A segunda alternativa é aplicar o modelo econométrico Markov-switching desenvolvido por Hamilton (1989), permitindo assim que os dados escolham endogenamente os seus próprios regimes. Nesta seção, utilizam-se modelos Markov-switching para estimar os possíveis regimes nas curvas de Phillips e IS, e verifica-se se os parâmetros do modelo estrutural para a economia brasileira são diferentes para cada regime.

O modelo estrutural estimado nesta seção é dado por

$$\pi_{t+1} = \alpha_0(s_t) + \alpha_1(s_t)\pi_t + \alpha_2(s_t)y_t + e_{t+1} \quad (2.3)$$

$$y_{t+1} = \beta_0(v_t) + \beta_1(v_t)y_t + \beta_2(v_t)r_t + \eta_{t+1} \quad (2.4)$$

Onde: $e_t|s_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\pi^2(s_t))$, $\eta_t|v_t \sim \text{NID}(0, \sigma_y^2(v_t))$, $s_t \in \{1, 2, \dots, M_\pi\}$ representa o regime prevalecente no tempo t para a curva de Phillips, $v_t \in \{1, 2, \dots, M_y\}$ representa o regime prevalecente no tempo t para a curva IS, $r_t = i_t - \pi_t$ é a taxa real de juros e α_0 e β_0 são constantes. As equações (2.3) e (2.4) mostram que os parâmetros das curvas de Phillips e IS são constantes condicionados a um dado regime que é assumido ser estocástico e não-observável, mas podem variar entre diferentes regimes. No presente caso, pode-se ter M_π regimes para a curva de Phillips e M_y regimes para a curva IS. Como em Hamilton (1989, 1990), o processo gerador dos regimes em cada equação é uma cadeia de Markov ergódica irreduzível com um número finito de estados, $s_t \in \{1, 2, \dots, M_\pi\}$ para curva de Phillips e $v_t \in \{1, 2, \dots, M_y\}$ para curva IS.

$\{1,2,\dots,M_y\}$ para a curva IS, que é definida pelas seguintes probabilidades de transição:

$$p_{ij,\pi} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^{M_\pi} p_{ij,\pi} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M_\pi\} \quad (2.5)$$

$$p_{ij,y} = \Pr(v_{t+1} = j | v_t = i), \quad \sum_{j=1}^{M_y} p_{ij,y} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M_y\}. \quad (2.6)$$

Em outras palavras, assume-se que s_t e v_t seguem um processo de Markov ergódico com M_π e M_y estados, no qual as matrizes de transição P_π e P_y são dadas por:

$$P_\pi = \begin{bmatrix} p_{11,\pi} & p_{12,\pi} & \cdots & p_{1M_\pi,\pi} \\ p_{21,\pi} & p_{22,\pi} & \cdots & p_{2M_\pi,\pi} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M_\pi 1,\pi} & p_{M_\pi 2,\pi} & \cdots & p_{M_\pi M_\pi,\pi} \end{bmatrix}, \quad P_y = \begin{bmatrix} p_{11,y} & p_{12,y} & \cdots & p_{1M_y,y} \\ p_{21,y} & p_{22,y} & \cdots & p_{2M_y,y} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M_y 1,y} & p_{M_y 2,y} & \cdots & p_{M_y M_y,y} \end{bmatrix} \quad (2.7)$$

Onde: $p_{iM_\pi,\pi} = 1 - p_{i1,\pi} - \dots - p_{iM_\pi-1,\pi}$ para $i = 1, \dots, M_\pi$ e $p_{iM_y,y} = 1 - p_{i1,y} - \dots - p_{iM_y-1,y}$ para $i = 1, \dots, M_y$. Com base nas probabilidades de transição em (2.7), pode-se calcular o cumprimento de cada regime em cada uma das equações através das expressões $1/(1-p_{ii})$. A duração de cada regime pode ser diferente, mas será constante no tempo visto que a matriz de transição está fixada. A estimação dos parâmetros das equações e das matrizes de transição é feita através da maximização de uma função de verossimilhança baseada sobre uma versão do algoritmo Expectation-Maximization (EM). Para detalhes sobre o método de estimação, veja Hamilton (1990), Krolzig (1997) e Kim e Nelson (1999).

A principal vantagem dos modelos Markov-switching está relacionada à flexibilidade destes na modelagem de séries temporais sujeitas a mudança de regime. Na sua especificação mais geral, como apresentada em (2.3) e (2.4), todos os

parâmetros das equações estão condicionados a um determinado estado da cadeia de Markov. É importante destacar que nos modelos Markov-switching é permitida não-linearidade em virtude das repentinas mudanças de regime.

Como se está interessado em verificar se os coeficientes das curvas de Phillips e IS mudam de acordo com o regime em que se encontra, cada equação foi estimada permitindo-se que os parâmetros e a variância do termo de erro estejam variando no tempo. Este modelo é conhecido como MSIAH(M)-ARX(1), ou seja, um modelo auto-regressivo de ordem um com o intercepto, os coeficientes dos regressores exógenos, os componentes auto-regressivos e a variância do termo de erro regime-dependente, onde M denota o número de regimes. A necessidade de se considerar a variância dos termos de erro e_t e η_t regime-dependente decorre dos resultados apontados pelo teste de White realizado na seção 2.1, em que se rejeitou a hipótese de homocedasticidade dos resíduos das equações.

Uma importante questão relacionada à especificação do modelo Markov-switching é como determinar o número apropriado de regimes. Um procedimento formal é utilizar o teste razão de verossimilhança (LR) para testar a hipótese nula de que um processo com M-1 regimes gera os dados contra a hipótese alternativa de que estes dados são gerados por um modelo com M regimes. Entretanto, este teste é problemático porque as condições de regularidade não são mantidas sob a hipótese nula devido à presença de parâmetros de incômodo (*nuisance parameters*) e singularidade da matriz informação. Hansen (1992) e Garcia (1998) têm propostos alguns procedimentos para a derivação da distribuição assintótica da estatística LR para modelos Markov-switching. Enquanto o teste proposto por Hansen (1992) requer uma pesada carga computacional e fornece apenas os p-values que são um limite superior para os verdadeiros p-values, o procedimento de teste

apresentado por Garcia (1998) ignora o problema da singularidade da matriz de informação.

Uma alternativa ao teste de hipótese formal é escolher o número de estados markovianos com base em critérios de informação penalizadores de complexidade, tais como os critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ).⁹ Psaradakis e Spagnolo (2003) examinaram a performance destes critérios em selecionar o número de regimes em modelos Markov-switching auto-regressivos e constataram que o procedimento de seleção com base no AIC apresenta grande sucesso em eleger o número correto de estados se o tamanho da amostra e as mudanças nos parâmetros não são tão pequenas. De acordo com Psaradakis e Spagnolo (2006), o critério AIC também apresenta melhor desempenho em relação aos critérios SBC e HQ quando o problema é selecionar conjuntamente a dimensão do estado e a ordem auto-regressiva dos modelos Markov-switching. Smith et al. (2006) derivam um novo critério para selecionar o número de regimes e variáveis em modelos Markov-switching, o critério Markov-switching (MSC), e demonstram que este apresenta uma boa performance em modelos de regressão e auto-regressivos, com um e vários estados, em grandes e pequenas amostras, e com baixo e alto ruído. Estes autores ainda mostram que o critério MSC não incorre no problema de selecionar um número de estados e variáveis maiores do que as do processo gerador dos dados (DGP), no qual é verificado ao se utilizar o critério AIC.

Neste trabalho, utilizaram-se três métodos para determinar o número de estados markovianos. Os dois primeiros consistiram no uso dos critérios de informação AIC e MSC

⁹ Para detalhes sobre estes critérios, ver Akaike (1974), Rissanen (1978), Schwarz (1978) e Hannan e Quinn (1979).

descritos em Akaike (1974) e Smith et al. (2006).¹⁰ O terceiro método foi utilizar o teste LR proposto por Ang e Bekaert (1998). Como mostrado por estes autores, a distribuição assintótica da estatística LR entre M-1 e M regimes pode ser aproximada por uma distribuição qui-quadrado, onde o número de graus de liberdade é dado pelo número de parâmetros de incômodo do modelo com M regimes mais o número de restrições impostas pelo modelo com M regimes sobre o modelo com M-1 regimes. Para a curva de Phillips, estimou-se o modelo MSIAH-ARX(1) com 2 regimes e comparou-se com o modelo com apenas 1 regime (modelo linear).¹¹ Já no caso da curva IS, a especificação MSIAH-ARX(1) foi estimada usando 1, 2 e 3 regimes.¹² De acordo com as Tabelas 4 e 5, pode-se observar que: i) o número de regimes apropriado para curva de Phillips é igual a dois; ii) para a curva IS, o critério MSC aponta para o modelo linear, enquanto que o critério AIC e o teste LR sugerem que o número adequado de regimes é igual a três. Como a curva IS linear já foi considerada anteriormente, eu trato de analisar, nesta seção, a especificação com três regimes.

Os modelos MSIAH(2)-ARX(1) para a curva de Phillips e MSIAH(3)-ARX(1) para a curva IS foram comparados à especificação MSIA-ARX(1), em que variância dos resíduos é considerada constante. No caso da curva de Phillips, o valor calculado da estatística de teste LR (*Likelihood Ratio*) para a hipótese $H_0: \sigma_\pi^2(1) = \sigma_\pi^2(2)$ foi igual a 123,4. Sob H_0 , a estatística LR tem aproximadamente uma distribuição χ^2 com 1 grau de liberdade, de modo que a restrição de que a variância dos resíduos é constante é rejeitada a um nível de significância de

¹⁰ O valor MSC para cada modelo estimado foi calculado ajustando λ igual ao número de regimes (ver SMITH et al., 2006).

¹¹ Não se estimou uma curva de Phillips com 3 regimes em razão da instabilidade numérica do algoritmo EM.

¹² As estimações foram realizadas através do pacote Ox MS-VAR de Hans-Martin Krolzig (ver KROLZIG, 1998).

1%. Para a curva IS, o valor calculado de LR (8,97) leva a rejeição da hipótese $H_0: \sigma_y^2(1) = \sigma_y^2(2) = \sigma_y^2(3)$ a um nível de significância de 5%. Dada essas constatações, as especificações finais para ambas as equações incluíram a variância regime-dependente.

Tabela 4: Log-likelihood e critérios de informação

Regimes	Log-Lik	AIC	MSC
Curva de Phillips			
2	-209,20	2,62	617,52
1	-410,47	4,96	996,19
Curva IS			
3	-320,19	4,09	921,55
2	-337,43	4,18	885,55
1	-344,03	4,18	865,43

Fonte: Elaborada pelo autor.

Tabela 5: Teste LR – Ang e Bekaert (1998)

Teste	LR	Vlr. Crítico ¹
Curva de Phillips		
2 contra 1	402,55	$\chi^2(6)=16,81$
Curva IS		
2 contra 1	13,20	$\chi^2(7)=18,48$
3 contra 2	34,49	$\chi^2(11)=24,72$
3 contra 1	47,69	$\chi^2(16)=32,00$

Fonte: Elaborada pelo autor.

¹ Valor crítico para um nível de significância de 1%.

Os resultados do modelo MSIAH(2)-ARX(1) para a curva de Phillips estão apresentados na Tabela 6 (os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão). Pode-se observar de início que o regime 2 é caracterizado por uma taxa de inflação bem maior do que no regime 1. Isto permite classificar o primeiro regime como um regime de inflação baixa

e o segundo regime com o regime de inflação elevada. Os valores estimados para o parâmetro α_1 e σ_π^2 revelam uma inflação menos persistente e volátil no primeiro regime. O efeito do gap do produto sobre a inflação não foi estatisticamente significativo em nenhum dos dois regimes. A matriz de transição estimada revelou uma maior persistência do primeiro regime. Verificou-se também uma probabilidade praticamente nula de passar do regime de inflação baixa para o regime de inflação elevada. Os testes de especificação para a curva de Phillips Markov-switching também são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6: Modelo Msiah(2)-Arx (1) para curva de Phillips

Parâmetro/Regime	R1	R2
Constante	0,193* (0,058)	2,714 ^{n.s} (2,428)
α_1	0,731* (0,059)	0,864* (0,104)
α_2	0,016 ^{n.s} (0,012)	0,116 ^{n.s} (0,226)
σ_π^2	0,180	28,943
Matriz de transição		
	R1	R2
R1	1,000	1,230e-007
R2	0,02244	0,9776
Prob. Ergod.	1,0000	0,0000
Duração	8,13e+06	44,57
Testes sobre os resíduos padronizados		
LB ₁ (2) = 1,3033 ^{n.s}	LB ₁ (4) = 1,6798 ^{n.s}	
ARCH(2) = 0,3397 ^{n.s}	ARCH(4) = 0,3909 ^{n.s}	

Fonte: Calculado através do pacote Ox MS-VAR (KROLZIG, 1998).

Nota: * Significante a 1%. ** Significante a 5%. ^{n.s} Não Significativo.

Visto que s_t é uma variável latente, os verdadeiros resíduos são não-observados. Assim, os testes foram realizados sobre os resíduos esperados padronizados dados por ¹³

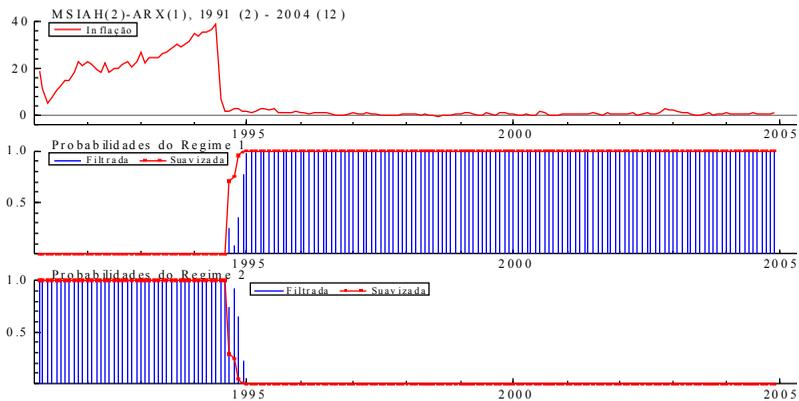
$$\frac{-E[\pi_t | s_t = 1, \Pi_{t-1}]}{\sigma_\pi(s_t = 1)} \times P(s_t = 1 | \Pi_{t-1}) + \frac{\pi_t - E[\pi_t | s_t = 2, \Pi_{t-1}]}{\sigma_\pi(s_t = 2)} \times P(s_t = 2 | \Pi_{t-1}) \quad (2.8)$$

Onde: $\Pi_{t-1} = \{\pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \dots, \pi_0\}$ e $\text{Prob}(s_t = m_\pi | \Pi_{t-1})$ é a probabilidade prevista (a inferência ótima sobre o regime no tempo t usando informação até o período $t-1$). Os resultados dos testes LB e ARCH sugerem, respectivamente, a ausência de significativa auto-correlação e heterocedasticidade condicional auto-regressiva dos resíduos padronizados.

As trajetórias temporais das probabilidades filtradas e suavizadas dos regimes 1 e 2 na curva de Phillips são apresentadas na figura 1. A probabilidade filtrada diz respeito a inferência ótima sobre o regime no tempo t usando informação até o período t , ou seja, $\text{Prob}(s_t = m_\pi | \Pi_t)$, onde m_π representa um dado regime e $\Pi_t = \{\pi_t, \pi_{t-1}, \dots, \pi_0\}$. A probabilidade suavizada é a inferência ótima sobre o regime no tempo t usando informação amostral completa, isto é, $\text{Prob}(s_t = m_\pi | \Pi_T)$. A evolução das probabilidades de cada regime distingue claramente o período pré-plano Real, onde a probabilidade de se está no regime 2 é aproximadamente 1, do período pós-plano Real, onde o primeiro regime é o vigente.

¹³ Em modelos Markov-switching, os testes de especificação sobre os resíduos esperados padronizados têm sido utilizados por vários autores, tais como Driffill e Sola (1998), Maheu e McCurdy (2000) e Kim et al. (2004).

Figura 1: Probabilidades filtradas e suavizadas para os regimes da curva de Phillips



A Tabela 7 traz a estimação do modelo MSIAH(3)-ARX(1) para a curva IS (os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão).

Todos os valores estimados para os parâmetros são estatisticamente significantes, com exceção do coeficiente relacionado à *dummy* D_1 no primeiro regime. As estimativas para o termo de intercepto permitem verificar que, enquanto o primeiro regime apresenta em média um *gap* do produto negativo, o segundo e terceiro regimes abrangem períodos em que o produto atual está acima do seu nível potencial, com este último regime mostrando um *gap* médio mais elevado. Adicionalmente, verifica-se que o *gap* do produto mostra-se menos persistente no primeiro regime.

Os diferentes valores estimados para β_2 sugerem que os efeitos da política monetária dependem do regime prevaemente na curva IS. Mais especificamente, o efeito negativo de um aumento da taxa real de juros sobre o *gap* do produto é maior no primeiro regime, quando o produto atual está abaixo do potencial. Para o terceiro regime, onde o *gap* do produto é expressivamente positivo, observa-se uma relação direta entre taxa real de juros e *gap* do produto. Isto sugere uma espécie de

price puzzle, em que o efeito de uma política monetária contracionista é o crescimento da taxa de inflação.¹⁴

Tabela 7: Modelo MSIAH(3)-ARX (1) para Curva IS

Parâmetro/Regime	R1	R2	R3
Constante	-1,946* (0,357)	0,514* (0,192)	2,605* (0,643)
β_1	0,381* (0,067)	0,555* (0,089)	0,508* (0,109)
β_2	-0,134*** (0,081)	-0,096** (0,043)	0,335** (0,157)
D ₁	-6,296 ^{n.s} (9,113)	-9,837*** (5,902)	-12,455* (2,092)
σ_v^2	1,345	1,016	3,952
Matriz de transição			
	R1	R2	R3
R1	0,8508	0,1140	0,0353
R2	0,0287	0,9153	0,0559
R3	0,1489	0,0650	0,7861
Prob. Ergod.	0,2866	0,5281	0,1853
Duração	6,70	11,81	4,68
Testes sobre os resíduos padronizados			
LB(2) = 1,1577 ^{n.s}		LB(4) = 1,7180 ^{n.s}	
ARCH(2) = 0,2173 ^{n.s}		ARCH(4) = 1,1381 ^{n.s}	

Fonte: Calculado através do pacote Ox MS-VAR (Krolzig, 1998).

Nota: * Significante a 1%. ** Significante a 5%. *** Significante a 10%.^{n.s} Não Significativo.

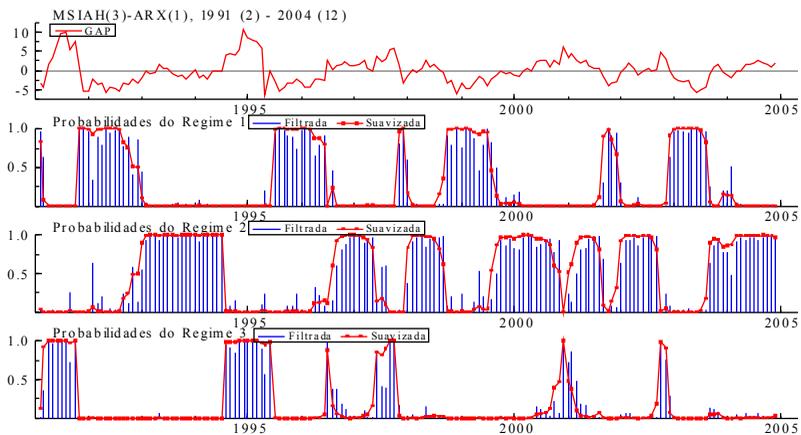
A matriz de transição estimada indica alta persistência dos três regimes e permite observar as assimetrias em termos de duração de cada regime. Enquanto o regime 3 tem uma duração

¹⁴ O termo “price puzzle” foi introduzido na literatura de vetores autorregressivos por Eichenbaum (1992) para se referir ao resultado obtido por Sims (1992) de que o efeito de um choque positivo na taxa de juros era um aumento persistente do nível de preços.

de aproximadamente 4,68 meses, o regime 2 dura em média 11,81 meses. Por fim, a Tabela 7 apresenta os resultados dos testes LB e ARCH para os resíduos padronizados da curva IS Markov-switching. Os resultados mostram que não há evidências de que os resíduos padronizados sejam auto-correlacionados ou que apresentem efeitos ARCH estatisticamente significativos.

A figura 2 mostra a evolução no tempo das probabilidades filtradas e suavizadas dos regimes da curva IS. Dois pontos podem ser destacados.

Figura 2: Probabilidades filtradas e suavizadas para os regimes da curva IS



O primeiro é a corroboração da constatação feita acima de que o regime 1 diferencia-se dos regimes 2 e 3 por caracterizar períodos onde o produto está abaixo do produto potencial da economia. O segundo é que os primeiro e segundo regimes tem sido predominantes no período analisado. Isto mostra que os efeitos de uma política monetária contracionista têm sido em regra os de reduzir o nível de atividade real e, com isso, a taxa de inflação da economia.

III DERIVAÇÃO DA REGRA ÓTIMA PARA POLÍTICA MONETÁRIA

Seguindo Rudebusch e Svensson (1998), o regime de metas de inflação pode ser interpretado como o banco central escolhendo uma trajetória para o instrumento de política monetária (a taxa de juros nominal) que minimiza a sua função perda quadrática intertemporal dada por

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t L_t \quad (3.1)$$

com

$$L_t = \bar{\pi}_t^2 + \lambda y_t^2 - \mu (i_t - i_{t-1})^2. \quad (3.2)$$

Onde: E_t é operador de expectativas condicional ao conjunto de informações disponível no período t , δ é a taxa de desconto ($0 < \delta < 1$), L_t é a função perda no período t e $\bar{\pi}_t$ é o desvio da taxa de inflação no período t em relação a meta inflacionária. O peso atribuído pela autoridade monetária a desvios da taxa de inflação em relação a sua meta é normalizado para 1, de modo que λ e μ são os pesos dados à estabilização do *gap* do produto e ao suavizamento da taxa de juros em relação à inflação. As variáveis $\bar{\pi}_t$, y_t e $i_t - i_{t-1}$ são as variáveis-objetivo. Por simplicidade, assumi-se que a meta de inflação é zero e, com isso, $\bar{\pi}_t = \pi_t$. Se o banco central adota metas inflacionárias estritas, então, $\lambda = \mu = 0$. Caso contrário, os valores para λ e μ são positivos.

A autoridade monetária minimiza a função perda intertemporal (3.1) sujeita à restrição dada pelo modelo estrutural da economia. No caso em que os parâmetros das equações das curvas de Phillips e IS são assumidos ser constantes (equações 2.1 e 2.2), o modelo estrutural tem uma representação espaço-estado

$$X_{t+1} = AX_t + Bi_t + w_{t+1} \quad (3.3)$$

em que o vetor-coluna X_t de variáveis estado, a matriz A , o vetor-coluna B e o vetor-coluna de distúrbios w_{t+1} são dados por

$$X_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ i_{t-1} \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & 0 \\ -\beta_2 & \beta_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} 0 \\ \beta_2 \\ 1 \end{bmatrix}; w_{t+1} = \begin{bmatrix} e_{t+1} \\ \eta_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

Se as curvas de Phillips e IS estão sujeitas a mudança de regime, o modelo estrutural, dado pelas equações (2.3) e (2.4), pode ser representado no seguinte formato estado-espço

$$X_{t+1} = A_{s_t, v_t} X_t + B_{v_t} i_t + w_{t+1} \quad (3.5)$$

onde a matriz A_{s_t, v_t} e o vetor-coluna B_{v_t} são dados por

$$A_{s_t, v_t} = \begin{bmatrix} \alpha_1(s_t) & \alpha_2(s_t) & 0 \\ -\beta_2(v_t) & \beta_1(v_t) & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}; B_{v_t} = \begin{bmatrix} 0 \\ \beta_2(v_t) \\ 1 \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

Neste caso, observa-se que os diferentes parâmetros das curvas de Phillips e IS decorrentes dos diferentes regimes vigentes em cada equação afetam a restrição do problema de otimização intertemporal da autoridade monetária. De acordo com os resultados das estimações na seção 2.2, tem-se $s_t \in \{1,2\}$ e $v_t \in \{1,2,3\}$. Dessa forma, a matriz $A_{1,1}$ indica que a curva de Phillips e a curva IS se encontram nos seus primeiros regimes, a matriz $A_{1,2}$ indica que a curva de Phillips se encontra no seu primeiro regime e a curva IS no seu segundo regime, a matriz $A_{2,1}$ indica que a curva de Phillips se encontra no segundo regime e a curva IS no primeiro regime, e assim sucessivamente.

A função perda no período t pode ser apresentada sob notação matricial. Para isto, é necessário primeiramente expressar o vetor de variáveis-objetivo da autoridade monetária em função do vetor de variáveis de estado e da variável de controle (a taxa de juros) da seguinte forma

$$Y_t = C_X X_t + C_i i_t \quad (3.7)$$

onde o vetor de variáveis-objetivo Y_t , a matriz C_X e o vetor-coluna C_i são dados por

$$Y_t = \begin{bmatrix} \bar{\pi}_t \\ y_t \\ i_t - i_{t-1} \end{bmatrix}; C_X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{bmatrix}; C_i = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}. \quad (3.8)$$

Assim, a função perda é escrita como

$$L_t = Y_t^T K Y_t \quad (3.9)$$

onde o sobrescrito T indica o transposto de um vetor (ou matriz) e K é uma matriz 3x3 com os elementos da diagonal principal (1, λ , μ) e todos os demais elementos iguais a zero.

O problema da otimização da autoridade monetária pode ser visto como um problema do regulador linear estocástico expresso por

$$\text{Min}_{\{i_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [Y_t^T K Y_t] = \text{Min}_{\{i_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [X_t^T R X_t + i_t Q i_t + 2i_t W X_t] \quad (3.10)$$

sujeito a

$$X_{t+1} = A_{s_t, v_t} X_t + B_{v_t} i_t + w_{t+1}, \quad t \geq 0 \quad (3.11)$$

com X_0 dado, $R = C_X^T K C_X$, $Q = C_i^T K C_i$ e $W = C_i^T K C_X$. Note que para o caso em que não há mudança de regime nas equações do modelo estrutural, a restrição do problema (3.10) é a expressão (3.3).

O caminho padrão para resolver o problema (3.10) é através de programação dinâmica. Deixe $V(X)$ ser o valor ótimo associado com o programa começando do estado inicial X_0 . A equação de Bellman é

$$V(X_t) = \text{Max}_{i_t} \{ -(X_t^T R X_t + i_t Q i_t + 2i_t W X_t) + \delta E_t V(X_{t+1}) \} \quad (3.12)$$

onde a maximização está sujeita a (3.11). Como mostrado em Hansen e Sargent (2004), a função-valor quadrática $V(X_t)$ que satisfaz a equação de Bellman é dada por

$$V(X_t) = -X_t^T P_{s_t, v_t} X_t - \rho \quad (3.13)$$

em que

$$\rho = \delta(1 - \delta)^{-1} \text{tr} P_{s_t, v_t} \Sigma_{ww} \quad (3.14)$$

onde tr é traço da matriz P_{s_t, v_t} e Σ_{ww} é a matriz de covariância do vetor de distúrbios w . A matriz P_{s_t, v_t} é simétrica semidefinida positiva e satisfaz a matriz algébrica de Riccati definida como

$$P_{s_t, v_t} = R + \delta A_{s_t, v_t}^T P_{s_t, v_t} A_{s_t, v_t} - (\delta A_{s_t, v_t}^T P_{s_t, v_t} B_{v_t} + W)(Q + \delta B_{v_t}^T P_{s_t, v_t} B_{v_t})^{-1} (\delta B_{v_t}^T P_{s_t, v_t} A_{s_t, v_t} + W^T) \quad (3.15)$$

A regra de instrumento ótima para a autoridade monetária, dado que a curva de Phillips se encontra no regime s_t e a curva IS no regime v_t , é expressa por

$$i_t = F_{s_t, v_t} X_t \quad (3.16)$$

com

$$F_{s_t, v_t} = -(Q + \delta B_{v_t}^T P B_{v_t})^{-1} (\delta B_{v_t}^T P A_{s_t, v_t} + W^T). \quad (3.17)$$

Assim, considerando diferentes matrizes A_{s_t, v_t} e vetores-coluna B_{v_t} , é possível obter um conjunto de regras monetárias ótimas regime-dependente, onde cada regra está condicionada aos regimes vigentes para as curvas de Phillips e IS. A dinâmica do modelo será determinada por

$$X_{t+1} = M_{s_t, v_t} X_t + w_{t+1} \quad (3.18)$$

$$Y_t = C_{s_t, v_t} X_t \quad (3.19)$$

em que as matrizes M_{s_t, v_t} e C_{s_t, v_t} são dadas por

$$M_{s_t, v_t} = A_{s_t, v_t} + B_{v_t} F_{s_t, v_t} \quad (3.20)$$

$$C_{s_t, v_t} = C_X + C_i F_{s_t, v_t} \quad (3.21)$$

IV REGRAS MONETÁRIAS ÓTIMAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Nesta seção, regras monetárias ótimas para a economia brasileira (equação 3.16) são calculadas tomando como base os parâmetros estimados dos modelos estruturais apresentados na seção 2. Para o caso em que não há mudança de regime, os valores dos parâmetros da matriz A e do vetor-coluna B em (3.4) foram retirados da Tabela 2. Por outro lado, se as curvas de Phillips e IS no modelo estrutural estão sujeitas a mudança de regime, então os valores dos parâmetros na matriz A_{s_t, v_t} e no vetor-coluna B_{v_t} foram obtidos das Tabelas 6 e 7, considerando o regime prevaiente para cada uma das equações do modelo. Como há dois possíveis regimes para a curva de Phillips e três para a curva IS, foram avaliados um conjunto de seis regras monetárias ótimas regime-dependente. Para o cálculo destas regras, utilizou-se o programa `olrp.m` do Matlab (LJUNGQVIST e SARGENT, 2004).¹⁵

A Tabela 8 apresenta os valores das regras monetárias ótimas para diferentes pesos atribuídos pela autoridade monetária para o *gap* do produto e suavizamento da taxa de juros nominal (isto é, diferentes matrizes K). Em específico, foi permitido que λ assumisse os valores 0,2, 1 e 5, e μ assumisse os valores 0,001, 0,01, 0,1 e 0,5. Em todas as simulações, a taxa de desconto intertemporal δ foi igual a 0,99.

O primeiro resultado a ser destacado são as diferenças entre as regras monetárias ótimas obtidas considerando que não há mudança de regime no modelo estrutural e as regras monetárias ótimas regime-dependente. Se o Banco Central brasileiro estabelecer que na sua função perda $\lambda = 0,2$ e $\mu = 0,001$, a regra monetária no modelo estrutural sem mudança de

¹⁵ O programa `olrp.m` está disponível na internet no endereço <http://homepages.nyu.edu/~ts43/>.

regime mostra que um desvio de 1 ponto percentual da inflação em relação à meta de inflação eleva da taxa de juros nominal em 9,84 pontos percentuais, e um aumento de 1 ponto percentual no *gap* do produto leva a um aumento de 5,48 pontos percentuais da taxa de juros nominal. Por outro lado, se a curva de Phillips encontra-se no primeiro regime e a curva IS no segundo regime (isto é, os regimes com maior duração para ambas as equações), os aumentos da taxa de juros nominal em resposta a elevações de 1 ponto percentual da inflação ou do *gap* do produto seria de 1,25 e 3,11 pontos percentuais, respectivamente.

Da Tabela 8, quatro outros resultados podem ser verificados. O primeiro concerne ao fato de que a autoridade monetária apresenta-se bem mais avessa a desvios da inflação de sua meta quando a curva de Phillips está no regime de inflação elevada e persistente. Isso é verificado com maior magnitude quando a curva IS está no regime dois. Neste caso, se $\lambda = 0,2$ e $\mu = 0,001$, a reação da taxa de juros de política monetária a um aumento de um ponto percentual na inflação é aproximadamente 5,6 vezes maior no regime de inflação elevada em comparação ao regime de inflação baixa.

Adicionalmente, nota-se que, quando a curva de Phillips está no regime de inflação baixa, a autoridade monetária comumente reage mais a elevações no *gap* do produto do que na taxa de inflação. Uma possível explicação para esta constatação é a menor persistência da inflação neste regime. O terceiro resultado está relacionado à resposta negativa da taxa de juros nominal a aumentos do *gap* do produto e da inflação. Isto é particularmente observado quando a curva IS está no terceiro regime (com o produto expressivamente acima do seu nível potencial e positivamente correlacionado com a taxa real de juros), a economia se encontra em um regime de inflação elevada e a autoridade monetária atribui um baixo peso relativo a desvios do *gap* do produto na sua função perda (isto é, $\lambda = 0,2$).

Tabela 8: Regras monetárias ótimas regime-dependente para a economia brasileira

λ	0,2	1	5	0,2	1	5	0,2	1	5	1
μ	0,001	0,001	0,001	0,01	0,01	0,01	0,1	0,1	0,1	0,5
Sem regime										
π_t	9,84	5,03	2,18	4,72	3,14	1,80	1,85	1,48	1,12	0,79
y_t	5,48	7,10	8,05	2,44	3,95	6,03	0,86	1,50	2,89	0,66
i_t	0,18	0,07	0,02	0,41	0,26	0,12	0,63	0,51	0,34	0,67
l										
R ₁₁										
π_t	1,27	1,06	1,01	0,62	0,77	0,91	0,18	0,33	0,58	0,13
y_t	1,88	2,53	2,77	0,67	1,48	2,30	0,13	0,43	1,09	0,13
i_t	0,17	0,05	0,01	0,48	0,25	0,09	0,76	0,58	0,34	0,76
l										
R ₁₂										
π_t	1,25	1,05	1,01	0,56	0,69	0,86	0,15	0,29	0,51	0,12
y_t	3,11	4,69	5,49	1,03	2,36	4,07	0,21	0,66	1,70	0,20
i_t	0,23	0,08	0,02	0,53	0,31	0,13	0,78	0,61	0,40	0,78
l										
R ₁₃										
π_t	0,70	0,94	0,99	0,57	0,86	0,97	0,30	0,60	0,84	0,35
y_t	-1,38	-1,48	-1,51	-	-	-	-	-	-	-
i_t	0,04	0,01	0,00	0,86	1,27	1,45	0,29	0,66	1,11	0,28
l				0,21	0,07	0,02	0,51	0,29	0,12	0,51
R ₂₁										
π_t	6,28	2,87	1,45	3,20	2,05	1,31	1,10	0,93	0,85	0,42
y_t	2,70	2,80	2,84	1,18	1,71	2,37	0,34	0,56	1,16	0,20
i_t	0,14	0,05	0,01	0,42	0,24	0,08	0,69	0,55	0,84	0,74
l										
R ₂₂										
π_t	7,02	3,38	1,61	3,17	2,10	1,35	1,04	0,88	0,80	0,39
y_t	4,18	5,05	5,58	1,66	2,64	4,16	0,47	0,82	1,78	0,29
i_t	0,19	0,08	0,02	0,46	0,30	0,13	0,70	0,59	0,40	0,75
l										

R ₂₃										
π_t	-1,74	0,17	0,81	-	0,20	0,80	-	0,23	0,72	0,19
y_t	-1,74	-1,59	-1,53	-	-	1,48	-	-	-	-
i_t	0,03	0,01	0,00	0,18	0,07	0,02	0,46	0,28	0,12	0,50

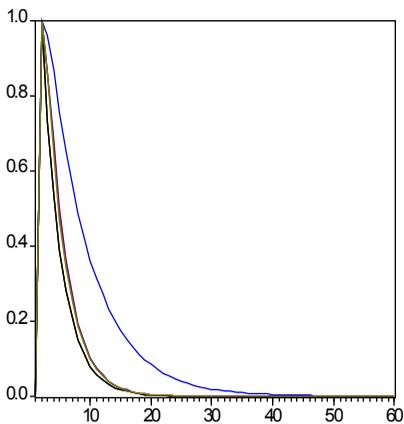
Fonte: Calculado pelo autor através do programa Matlab.

Neste caso, embora uma elevação da inflação e/ou do *gap* do produto no período t leve a uma maior inflação dois períodos à frente, o Banco Central reage negativamente a estes aumentos uma vez que uma menor taxa nominal de juros no período t implicaria em uma menor inflação futura. Por fim, é possível constatar que se a economia está em um regime de baixa inflação e a curva IS encontra-se no primeiro ou segundo regime, a regra de política monetária ótima satisfaz o princípio de Taylor (1993) apenas quando o peso relativo dado pelo Banco Central à suavização da taxa de juros igual 0,001. Este resultado é importante porque mostra que aumentos no valor de μ podem perigosamente trazer instabilidade dinâmica ao modelo (Taylor, 1998).

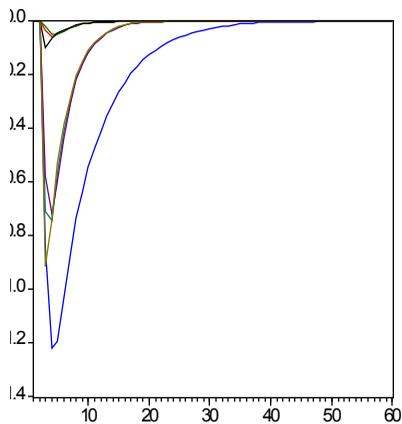
As Figuras 3 e 4 apresentam a dinâmica dos modelos em resposta a um choque de oferta (aumento inesperado de um ponto percentual na inflação) e um choque demanda (aumento inesperado de um ponto percentual no *gap* do produto) para cada regra monetária calculada acima, supondo $\lambda = 0,2$ e $\mu = 0,001$.

Figura 3: Resposta da inflação, gap do produto e taxa de juros a um choque de oferta sob diferentes regimes ($\lambda = 0,2$; $\mu = 0,001$)

Resposta da inflação a choques na inflação



Resposta do produto a choques na inflação



Resposta da taxa de juros nominal a choques na inflação

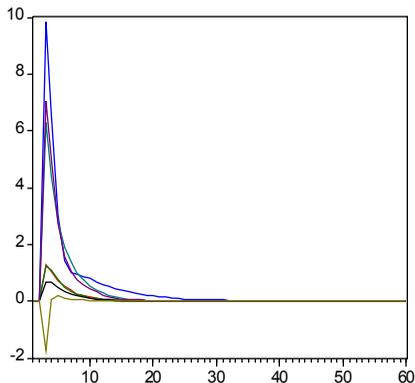
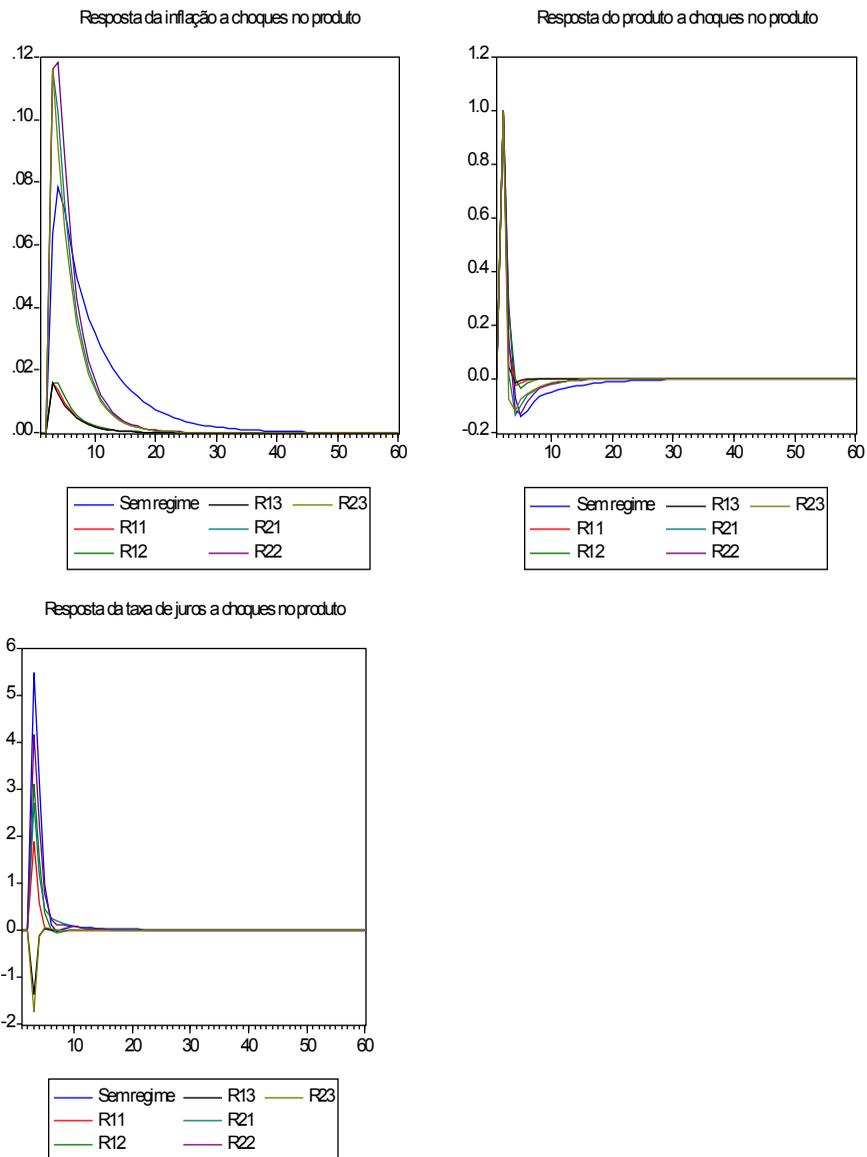


Figura 4: Resposta da inflação, gap do produto e taxa de juros a um choque de demanda temporário sob diferentes regimes ($\lambda = 0,2$; $\mu = 0,001$)



Da Figura 3, observa-se comumente uma clara ação preventiva do Banco Central em resposta a uma elevação não-esperada da inflação. A exceção ocorre quando o Banco Central adota a regra monetária R_{23} , visto que uma maior taxa de juros pode acentuar o efeito positivo do choque na taxa de inflação. Adicionalmente, verifica-se que o aumento da taxa de juros nominal em resposta ao choque de oferta é mais elevado e persistente quando a curva de Phillips está no regime de inflação elevada. Isto faz com que o custo de reduzir à inflação em termos de queda no *gap* do produto seja maior e perdure mais tempo até convergir para o equilíbrio neste regime.

A dinâmica do modelo em resposta a um choque de demanda é ilustrada na Figura 4. A taxa de inflação é mais afetada por um choque de demanda temporário quando a economia se encontra em um regime de inflação elevada. Em razão disto, a reação da autoridade monetária a esse choque é maior com a curva de Phillips estando no segundo regime. Por fim, destaca-se que a redução da taxa de juros nominal em resposta ao aumento do *gap* do produto nas regras R_{13} e R_{23} decorre da relação direta entre taxa de juros real e *gap* do produto observada quando a curva IS está no terceiro regime.

V CONCLUSÃO

Neste trabalho, foram calculadas regras monetárias ótimas regime-dependente para economia brasileira tomando como base os parâmetros estimados de um modelo macroeconômico com expectativas *backward-looking* onde as curvas de Phillips e IS estiveram sujeitas a mudanças de regime. Baseado nos critérios de informação AIC, MSC e no teste LR proposto por Ang e Bekaert (1998), as equações das curvas de Phillips e IS foram estimadas usando 2 e 3 regimes, respectivamente. Para a curva de Phillips, pôde-se observar dois regimes completamente opostos, com o segundo regime sendo caracterizado por uma inflação mais elevada, persistente e

volátil do que o primeiro. Para a curva IS, os valores obtidos para os coeficientes mostraram um *gap* do produto negativo, menos persistente e mais sensível à taxa real de juros no primeiro regime.

Através dos cálculos das regras monetárias, os seguintes resultados puderam ser destacados: i) a resposta da taxa de juros nominal a variações no *gap* do produto e na inflação depende fundamentalmente do regime vigente nas curvas de Phillips e IS; ii) a autoridade monetária apresentou-se bem mais avessa à taxa de inflação quando a curva de Phillips se encontrou no segundo regime, cuja característica foi de inflação elevada e persistente; iii) em um regime de baixa inflação para a curva de Phillips, a autoridade monetária freqüentemente reagiu com mais veemência a elevações no *gap* do produto do que na taxa de inflação; iv) quando a curva IS esteve no terceiro regime, onde o produto foi expressivamente maior do que o produto potencial e positivamente correlacionado com a taxa real de juros, o Banco Central tendeu a responder a aumentos do *gap* do produto e da inflação diminuindo a taxa de juros nominal.

Por fim, foram analisados os resultados das funções de impulso-resposta ilustrando a dinâmica do sistema na presença de um choque de oferta e um choque demanda. Observou-se primeiramente uma clara ação preventiva do Banco Central em resposta a uma elevação não-esperada da inflação e do *gap* do produto. O aumento da taxa de juros nominal em resposta ao choque de oferta foi mais elevado e persistente quando a curva de Phillips se encontrou no segundo regime, fazendo com que o custo de reduzir à inflação em termos de perda do produto fosse maior e mais duradouro. Verificou-se ainda que a taxa de inflação foi mais sensível a um choque de demanda temporário quando a economia se encontrou em um regime de inflação elevada. Em razão disto, a reação da autoridade monetária a esse choque foi maior com a curva de Phillips estando no segundo regime.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transaction on Automatic Control**, v. 19 1974.

ALMEIDA, C. et al. Optimal monetary rules: the case of Brazil. **Applied Economics Letters**, v. 10, n. 5, 2003.

ANDRADE, J. P.; DIVINO, J. A. **Optimal rules for monetary policy in Brazil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para Discussão, 806).

ANG, A.; BEKAERT, G. **Regime switches in interest rates**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1998. (Working Paper, 6508).

BALL, L. **Efficient rules for monetary policy**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1997. (Working Paper, 5952).

BALL, L. **Policy rules for open economies**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1998. (Working Paper, 6760).

BONONO, M.; BRITO, R. **Regras monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais**. Revista Brasileira de Economia, v. 56, n. 4, 2002.

DRIFFILL, J.; SOLA, M. Intrinsic bubbles and regime-switching. **Journal of Monetary Economics**, v. 42, n. 2, 1998.

EICHENBAUM, M. Comments on Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy, by Christopher Sims. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, 1992.

FREITAS, P.; MUINHOS, M. **A simple model for inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2001. (Trabalho para Discussão, 18).

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

HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, 1989.

HAMILTON, J. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, v. 64, n. 1-2, 1990.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B**, v. 41, 1979.

HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov switching model of GNP. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, 1992.

HANSEN, L; SARGENT, T. **Recursive models of dynamic linear economies**. 2004. Mimeo.

KIM, C-J.; NELSON, C. **State-space models with regime switching: classical and gibbs-sampling approaches with applications**. Cambridge: The MIT Press, 1999.

KIM, C-J. et al. Is there a positive relationship between stock market volatility and the equity premium? Journal of Money, Credit, and Banking, v. 36, n. 3, 2004.

KROLZIG, H.-M. Markov switching vector autoregressions: modeling, statistical inference and application to the business cycle analysis. **Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems**, v. 454, 1997.

KROLZIG, H.-M. **Econometric modeling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox.** University of Oxford: Department of Economics, 1998. (Discussion Paper).

LJUNGQVIST, L.; SARGENT, T. **Recursive macroeconomic theory.** 2^a ed. Cambridge: MIT Press, 2004.

MAHEU, J. M.; McCURDY, T. H. Identifying bull and bear markets in stock returns. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 18, n. 1, 2000.

MISHKIN, F. S. **International experiences with different monetary policy regimes.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7044).

MORAIS, J. et al. **Política monetária em um contexto de elevada dívida pública: o caso do Brasil.** XXXI Encontro Nacional de Economia. Anais. João Pessoa, 2004.

PSARADAKIS, Z; SPAGNOLO, N. On the determination of the number of regimes in Markov switching autoregressive models. **Journal of Time Series Analysis**, v. 24, n. 2, 2003.

_____. **Joint determination of the state dimension and autoregressive order for models with Markov regime switching.** *Journal of Time Series Analysis*, v. 27, n. 5, 2006.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, 1997.

RISSANEN, J. Modeling by shortest data description. **Automatica**, v.14, n. 5, 1978.

RUDEBUSCH, G.; SVENSSON, L. Policy rules for inflation targeting. In: TAYLOR, J. **Monetary policy rules**. The University Chicago Press, London, 1998.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n.2, 1978.

SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, 1992.

SMITH, A. et al. Markov-switching model selection using Kullback–Leibler divergence. **Journal of Econometrics**, v. 134, n. 2, 2006.

SVENSSON, L. E.O. **Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (Working Paper, 5797).

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, 1993.

_____. **The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank**. Stockholm: Institute for international Economic Studies - University of Stockholm, 1998. (Seminar Papers, 649).

WHITE, H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. **Econometrica**, v. 48, 1980.