

Analizando as decisões do COPOM

Paulo Rogério Faustino Matos[†]
Universidade Federal do Ceará - UFC

Jayme Andrade Neto^Ω
Instituto Federal Sul-Rio-Grandense - IFSUL

RESUMO

Este artigo visa modelar a política de condução da taxa de juros pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (COPOM), seguindo metodologicamente o arcabouço estatístico desenvolvido por Engle & Russel (1998) e utilizado por Hamilton & Jordà (2002) no estudo das decisões do *Federal Reserve* nos Estados Unidos. Os resultados obtidos, observando-se o período de janeiro de 2002 a julho de 2010 com frequência semanal, sugerem que o COPOM seja influenciado pelos gastos governamentais e que este possua um comportamento *forward-looking*, atendo-se às expectativas do Produto Interno Bruto (PIB) e da inflação oficial do país. Além desta evidência relevante na discussão sobre o equilíbrio entre políticas fiscal e monetária no Brasil, a autoridade monetária brasileira teoricamente possui um comportamento alinhado ao observado na prática, porém apresentando uma maior sensibilidade às variações macroeconômicas, reagindo mais frequentemente e em menor intensidade.

Palavras-chave: *Autoregressive Conditional Hazard Model*. Previsão. Probit ordenado. COPOM. *Forward-looking*.

Codificação JEL: E52, E58

Recebido em 31/01/2014; revisado em 26/05/2014; aceito em 29/07/2014; divulgado em 03/11/2015

*Autor para correspondência:

[†]. Doutor em Economia pela Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV)
Vínculo: Professor Adjunto da Universidade Federal do Ceará
Endereço: Avenida da Universidade, 2700, Fortaleza – CE - Brasil
E-mail: paulomatos@caen.ufc.br
Telefone: (85)991648285

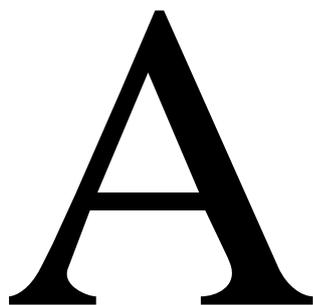
^Ω Mestre em Economia pela Universidade Federal do Ceará
Vínculo: Professor Efetivo do Ensino Básico, Técnico e Tecnológico no Instituto Federal Sul-Rio-Grandense, Campus Sapucaia do Sul/RS
Endereço: Avenida Copacabana, Bairro Piratini - Sapucaia do Sul – RS - Brasil
E-mail: andrade_jayme@yahoo.com.br
Telefone: (51) 3452-9200

Nota do Editor: *Esse artigo foi aceito por Emerson Mainardes*



Este trabalho foi licenciado com uma Licença [Creative Commons - Atribuição 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/).

1 INTRODUÇÃO



economia brasileira possuía fortes níveis inflacionários durante o período de governos militares e mesmo durante sua recente democracia na década de 80, quando a partir de 1994 passou a experimentar um período de estabilidade econômica com a adoção do Plano Real, cujo contexto se mostrou propício para a criação do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (COPOM) em 1996. Seguindo uma tendência mundial de maior transparência no processo decisório e de facilidade de comunicação com o público em geral, a partir da adoção do Regime de Metas para Inflação no Brasil em 1999, este comitê passou a definir o valor da taxa SELIC – *benchmark* no segmento de renda fixa, cujo nome faz referência ao Sistema Especial de Liquidação e Custódia – com o intuito de manter a inflação nos níveis determinados pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Visando acompanhar esta evolução da economia brasileira, observa-se uma vasta, extensa e bem fundamentada literatura sobre a condução da política monetária, a qual antes estava interessada em abordar o período de instabilidade como em Holanda (1987), em que são analisados aspectos inflacionários vis-à-vis finanças públicas, ou mesmo em Holanda (1991), onde se estuda a mal sucedida tentativa de controle inflacionário no começo da década de 90. Especificamente sobre esta fase menos turbulenta, Pastore & Pinotti (1999) argumentam sobre a estabilidade aparentemente incompleta, tendo em vista a inércia inflacionária motivada pelo regime cambial e pela ausência de uma contrapartida fiscal austera.

Já sob os efeitos do Regime de Metas e da Lei de Responsabilidade Fiscal, Bonomo & Brito (2002) modelam a previsão de inflação baseado em um arcabouço estrutural macroeconômico, sob a hipótese de expectativas racionais, atendo-se não somente à tradicional regra de Taylor, como também aos efeitos de uma combinação entre inflação e taxa de câmbio real. Bonomo *et al.* (2003) sugerem a modelagem através de jogos evolucionários da relação entre inércia inflacionária e o problema de coordenação associado à racionalidade limitada de agentes econômicos. Ainda sobre o desempenho deste regime no Brasil, cabe citar Ferreira & Jayme Jr. (2005) e Teles & Nemoto (2005), cujos resultados sinalizam para uma evolução da credibilidade do Banco Central do Brasil em combater a inflação.

Mais recentemente, a literatura tem direcionado uma maior atenção aos órgãos responsáveis pela decisão das respectivas taxas de juros nas economias, tais como o *Federal Open Market Committee* (FOMC) nos Estados Unidos, o *Central Bank Council* na Alemanha ou o COPOM no Brasil, visando evidenciar o que influencia a direção e a magnitude destas decisões. Neste contexto, Portugal & Silva (2009) sugerem, a partir da calibração de um arcabouço estrutural macroeconômico *backward-looking* associado à otimização da função perda do Banco Central do Brasil, que as taxas de juros reagiriam de forma contemporânea a mudanças na inflação, desvio do Produto Interno Bruto (PIB) em relação ao produto potencial e flutuações no câmbio, além da evidente preocupação com a suavização nas mudanças das metas de juros. Alinhado conceitualmente, Caetano *et al.* (2011) propõem a modelagem da meta da SELIC pelo COPOM, levando-se em consideração aspectos associados a não estacionariedade, obtendo um modelo muito bem especificado.

Comum à maioria destes trabalhos que compõem esta literatura empírica, tem-se o uso de uma abordagem macroeconômica, baseada em dados trimestrais, ou com frequência ainda menor, a despeito das decisões monetárias, como a definição da taxa de juros, serem tomadas em reuniões com espaçamentos caracteristicamente regulares ao longo do tempo, com frequência mensal até 2006 ou a cada 45 dias, desde então. Neste sentido, este estudo visa agregar a esta literatura ao modelar a decisão do COPOM na condução da política de decisão dos juros no Brasil a partir de dados com frequência semanal.

Seguindo a metodologicamente Hamilton & Jordà (2002), cuja aplicação analisou o comportamento do *Federal Reserve Bank* (FED), este estudo visa acomodar esta técnica proposta à realidade de uma economia em desenvolvimento, que há pouco experimenta um período de estabilidade econômica, sendo assim possível agregar ao propor subsídios para responder a perguntas sobre o caso brasileiro, tais como: quando, em que direção e com que intensidade o COPOM decide alterar a taxa básica de juros? Quais as variáveis são levadas em consideração? Qual a probabilidade de que a taxa alvo mude na semana seguinte dado o conjunto de informações disponível hoje? Seria possível evidenciar um comportamento *backward-* ou *forward-looking* por parte da autoridade monetária?

Assim, sem se ater às variáveis de caráter político, mas apenas econômico e financeiro, faz-se uso da modelagem *Autoregressive Conditional Hazard* (ACH), uma generalização do *Autoregressive Conditional Duration* (ACD) de Engle & Russel (1997; 1998) capaz de incorporar uma instrumentalização, visando condicionar o arcabouço de probabilidade de

mudança da meta da SELIC às mais diversas informações disponíveis. Na sequência, faz-se uso do Probit ordenado, para prever em que direção e magnitude ocorrem tais mudanças.

Esta aplicação à realidade de uma economia com características diferentes da americana se faz necessariamente mediante adaptações, principalmente no que se refere às variáveis utilizadas com suposta capacidade de influenciar as tomadas de decisões de política monetária. Esta definição para o Brasil se baseia no aprendizado de outros estudos monetários para esta economia e em sinalizações explícitas nas atas das reuniões do COPOM. O estudo atenta ainda, em termos da série temporal, para a existência de relevantes séries de previsão, tendo em vista o aspecto *forward-looking*, somente disponível a partir de 2002.

Em suma, os resultados sugerem que a decisão da SELIC seja tomada por um comitê com comportamento teoricamente *forward-looking* no que se refere às oscilações futuras na produção e na inflação do país. Tal comitê parece se preocupar ainda com o aumento dos gastos do Tesouro Nacional. Observa-se ainda que em trinta e cinco das cinquenta e seis mudanças da meta da taxa SELIC realizadas pelo COPOM ao longo do período analisado, o arcabouço se mostra capaz de modelar corretamente a direção da mudança, sendo em geral a ordem de grandeza da mudança inferior à de fato praticada pelo COPOM.

O estudo está dividido de forma que a seção 2 faz uma revisão sobre política monetária, abordando a adoção do Regime de Metas para Inflação no Brasil. A terceira seção apresenta a metodologia, enquanto os resultados obtidos são descritos na seção 4. Na quinta seção, são apresentadas as considerações finais.

2 REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO NO BRASIL

A partir da experiência recente em outros países, evidencia-se que um aumento gradual, previsível e controlado dos preços de bens e serviços consiste em um indicativo de estabilidade econômica e em uma pré-condição para o crescimento econômico.¹ Em suma, um cenário com a inflação sob controle permite aos agentes econômicos decisões alocacionais mais eficientes, influenciando até mesmo a distribuição de renda, uma vez que a inflação consiste em um imposto cuja incidência é maior sobre os mais pobres.

No caso da economia brasileira, após esta experimentar um longo período com regime de câmbio fixo, além de diversas crises, como a crise da dívida externa nos anos 80 e a desaceleração econômica nos anos 90, evidencia-se que até meados da década de 90, o país apresentava hiperinflação, com a média anual de inflação entre 1986 e 1994 de 842,5%,

¹ Ver Mankiw (2000) sobre os *trade-offs* entre inflação e variáveis reais, como crescimento e desemprego.

atingindo o pico de 82,39% ao mês em março de 1990, conforme se observa na evolução do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) na Figura 1.

Assim, visando usufruir dos benefícios de uma sociedade com baixas e previsíveis oscilações de preços, e em razão de um cenário insustentável e explosivo da evolução de preços dos mais básicos bens, o Brasil segue, assim como diversas economias, a experiência neozelandesa da década de 90, passando a adotar em janeiro de 1999 o regime cambial flutuante, alicerce macroeconômico para que em 2 de junho de 1999, o país seguisse o Regime de Metas de Inflação. Este regime possuía um *target* associado ao IPCA, indicador definido e amplamente divulgado pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), composto pelo Ministro da Fazenda, Ministro do Planejamento e o Presidente do Banco Central do Brasil.

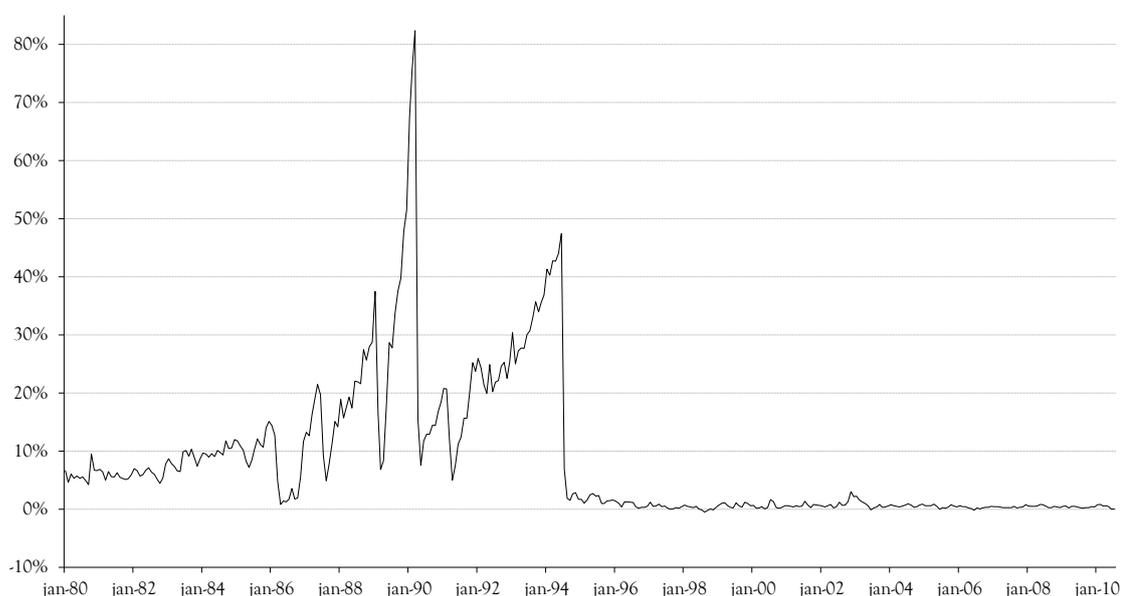


Figura 1 - Evolução da variação mensal do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) ^a
Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE)

De acordo com a Figura 2, este regime monetário tem sido caracterizado pela adoção de metas com um dígito com bandas anuais de correção, na ordem de 2% ou 2,5% acima e abaixo do centro, permitindo assim ao Banco Central certa flexibilidade no controle do IPCA, índice de referência que mede a variação do custo da cesta de consumo representativa da população com renda até 40 salários mínimos em 12 regiões metropolitanas do país.

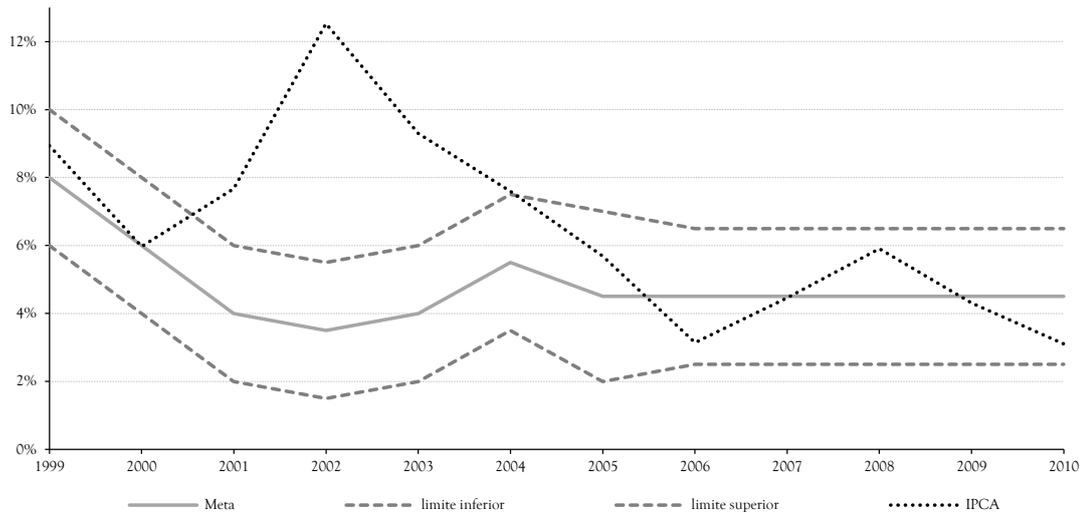


Figura 2 - Metas de inflação, limites e IPCA observado (% ao ano) ^{a, b}

Fonte: DEPEC-BACEN. ^b No caso do ano de 2010, o IPCA reportado consiste no acumulado até julho.

Neste regime, o instrumento utilizado pela autoridade monetária no controle da meta inflacionária é a definição sistemática da taxa de juros básica da economia, a taxa SELIC, ou seja, a taxa média dos financiamentos diários, com lastro em títulos federais apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia, e seu eventual viés, baixa, alta ou neutro. Esta é possivelmente a principal atribuição quando das reuniões programadas ou extraordinárias do Comitê de Política Monetária (COPOM), órgão instituído em 20 de junho de 1996 e formado pelo presidente do Banco Central e seus diretores. Sobre as reuniões deste comitê (Ver Tabela 1), a primeira delas ocorreu nos dias 25 e 26 de junho de 1996, tendo havido até o final do mês de julho de 2010 152 reuniões, das quais apenas três extraordinárias.

Tabela 1 – Reuniões do COPOM

Ano	Nº	Data	Intervalo (dias)	Ano	Nº	Data	Intervalo (dias)	Ano	Nº	Data	Intervalo (dias)	Ano	Nº	Data	Intervalo (dias)	Ano	Nº	Data	Intervalo (dias)		
1996	1ª	25-jun 26-jun	-	1999	32ª	17-jan 18-jan	32	2002	67ª	22-jan 23-jan	34	2005	104ª	18-jan 19-jan	34	2008	132ª	22-jan 23-jan	48		
	2ª	29-jul 30-jul	33		33ª	3-mar 4-mar	44		68ª	19-fev 20-fev	27		105ª	15-fev 16-fev	27		133ª	4-mar 5-mar	41		
	3ª	20-ago 21-ago	21		34ª	13-abr 14-abr	40		69ª	19-mar 20-mar	27		106ª	15-mar 16-mar	27		134ª	15-abr 16-abr	41		
	4ª	22-set 23-set	32		35ª	18-mai 19-mai	34		70ª	16-abr 17-abr	27		107ª	19-abr 20-abr	34		135ª	3-jun 4-jun	48		
	5ª	22-out 23-out	29		36ª	22-jun 23-jun	34		71ª	21-mai 22-mai	34		108ª	17-mai 18-mai	27		136ª	22-jul 23-jul	48		
	6ª	26-nov 27-nov	34		37ª	27-jul 28-jul	34		72ª	18-jun 19-jun	27		109ª	14-jun 15-jun	27		137ª	9-set 10-set	48		
	7ª	17-dez 18-dez	20		38ª	31-ago 1-set	34		73ª	16-jul 17-jul	27		110ª	19-jul 20-jul	34		138ª	28-out 29-out	48		
				39ª	21-set 22-set	20	74ª	20-ago 21-ago	34	111ª	16-ago 17-ago	27	139ª	9-dez 10-dez	41						
				40ª	5-out 6-out	13	75ª	17-set 18-set	27	112ª	13-set 14-set	27									
				41ª	9-nov 10-nov	34	76ª	13-out 14-out	25	113ª	18-out 19-out	34									
				42ª	14-dez 15-dez	34	77ª	22-out 23-out	8	114ª	22-nov 23-nov	34									
								78ª	19-nov 20-nov	27	115ª	13-dez 14-dez	20								
								79ª	17-dez 18-dez	27											
1997	8ª	21-jan 22-jan	34	2000	43ª	18-jan 19-jan	34	2003	80ª	21-jan 22-jan	34	2006	116ª	17-jan 18-jan	34	2009	140ª	20-jan 21-jan	41		
	9ª	18-fev 19-fev	27		44ª	15-fev 16-fev	27		81ª	18-fev 19-fev	27		117ª	7-mar 8-mar	48		141ª	10-mar 11-mar	48		
	10ª	18-mar 19-mar	27		45ª	21-mar 22-mar	34		82ª	18-mar 19-mar	27		118ª	18-abr 19-abr	41		142ª	28-abr 29-abr	48		
	11ª	15-abr 16-abr	27		46ª	18-abr 19-abr	27		83ª	22-abr 23-abr	34		119ª	30-mai 31-mai	41		143ª	9-jun 10-jun	41		
	12ª	20-mai 21-mai	34		47ª	23-mai 24-mai	34		84ª	20-mai 21-mai	27		120ª	18-jul 19-jul	48		144ª	21-jul 22-jul	41		
	13ª	17-jun 18-jun	27		48ª	19-jun 20-jun	26		85ª	17-jun 18-jun	27		121ª	29-ago 30-ago	41		145ª	1-set 2-set	41		
	14ª	22-jul 23-jul	34		49ª	18-jul 19-jul	28		86ª	22-jul 23-jul	34		122ª	17-out 18-out	48		146ª	20-out 21-out	48		
	15ª	19-ago 20-ago	27		50ª	22-ago 23-ago	34		87ª	19-ago 20-ago	27		123ª	28-nov 29-nov	41		147ª	8-dez 9-dez	48		
	16ª	16-set 17-set	27		51ª	19-set 20-set	27		88ª	16-set 17-set	27										
	17ª	21-out 22-out	34		52ª	17-out 18-out	27		89ª	21-out 22-out	34										
	18ª	29-out 30-out	7		53ª	21-nov 22-nov	34		90ª	18-nov 19-nov	27										
	19ª	18-nov 19-nov	19		54ª	19-dez 20-dez	27		91ª	16-dez 17-dez	27										
20ª	16-dez 17-dez	27																			
1998	21ª	27-jan 28-jan	41	2001	55ª	16-jan 17-jan	27	2004	92ª	20-jan 21-jan	34	2007	124ª	23-jan 24-jan	55	2010	148ª	26-jan 27-jan	48		
	22ª	3-mar 4-mar	34		56ª	13-fev 14-fev	27		93ª	17-fev 18-fev	27		125ª	6-mar 7-mar	41		149ª	16-mar 17-mar	48		
	23ª	14-abr 15-abr	41		57ª	20-mar 21-mar	34		94ª	16-mar 17-mar	27		126ª	17-abr 18-abr	41		150ª	27-abr 28-abr	41		
	24ª	19-mai 20-mai	34		58ª	17-abr 18-abr	27		95ª	13-abr 14-abr	27		127ª	5-jun 6-jun	48		151ª	8-jun 9-jun	41		
	25ª	23-jun 24-jun	34		59ª	22-mai 23-mai	34		96ª	18-mai 19-mai	34		128ª	17-jul 18-jul	41		152ª	20-jul 21-jul	41		
	26ª	28-jul 29-jul	34		60ª	19-jun 20-jun	27		97ª	15-jun 16-jun	27		129ª	4-set 5-set	48						
	27ª	1-set 2-set	34		61ª	17-jul 18-jul	27		98ª	20-jul 21-jul	34		130ª	16-out 17-out	41						
	28ª	9-set 10-set	7		62ª	21-ago 22-ago	34		99ª	17-ago 18-ago	27		131ª	4-dez 5-dez	48						
	29ª	6-out 7-out	26		63ª	18-set 19-set	27		100ª	14-set 15-set	27										
	30ª	10-nov 11-nov	34		64ª	16-out 17-out	27		101ª	19-out 20-out	34										
	31ª	15-dez 16-dez	34		65ª	20-nov 21-nov	34		102ª	16-nov 17-nov	27										
				66ª	18-dez 19-dez	27	103ª	14-dez 15-dez	27												

Como reportado nesta tabela, até 2005 estas reuniões eram realizadas com frequência aproximadamente mensal, exceto pelos meses de outubro de 1997, 1998, 1999 e 2002, em que estas ocorreram em intervalos de tempo inferiores a duas semanas e março de 1999 em que se permaneceu mais de um mês e meio sem reuniões. A partir de 2006, há apenas oito reuniões anuais, as quais duram dois dias seguidos. Normalmente, na sessão de terça-feira se apresenta uma ampla análise da conjuntura econômica, abrangendo os diversos índices de inflação, a análise da série histórica para efeito de comparações do mercado de trabalho, atividade econômica, índice de confiança do consumidor, expectativas dos consumidores, nível de utilização da capacidade instalada, crédito e inadimplência, comércio exterior e balanço de pagamentos, ambiente externo e mercado monetário. Na quarta-feira, são elaboradas propostas para a taxa de juros, havendo a votação na sequência e posterior divulgação.

3 MODELAGEM ECONOMETRICA

3.1. O MODELO ACH – AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL HAZARD

Dados de alta frequência costumam ser irregularmente espaçados no tempo. Para trabalhar com esse tipo de série temporal, uma possibilidade é derivar uma espécie de *point process*, ou seja, um processo estocástico que constrói pontos aleatórios no tempo e são chamados de tempos de chegada. Assim, considere os tempos de chegada, onde $0 < t_0 < t_1 < \dots < t_n$. No presente estudo, t_n corresponde ao tempo de chegada da n -ésima mudança da SELIC no intervalo de tempo considerado.

A este conjunto de tempos de chegada associa-se comumente a função passo $N(t)$. Neste artigo, a função passo realiza a contagem discreta de mudanças da taxa básica de juros ao longo do tempo.

Em uma objetiva descrição do modelo *Autoregressive Conditional Duration* (ACD), defina $u_n = t_{n+1} - t_n$ como o intervalo entre a n -ésima e a $n + 1$ -ésima mudanças na meta da taxa SELIC. Seja ψ_n a esperança da duração de u_n considerando as observações passadas $u_{n-1}, u_{n-2}, \dots, u_1$. Engle & Russel (1998) propuseram a seguinte especificação para arcabouços que sigam um *ACD* (r, m) com uso da função passo $N(t)$:

$$\psi_{N(t)} = \bar{\omega} + \sum_{j=1}^m \alpha_j u_{N(t)-j} + \sum_{i=1}^r \beta_i \psi_{N(t)-i} \quad (1)$$

Uma generalização do ACD de extrema utilidade consiste no *Autoregressive Conditional Hazard* (ACH), um arcabouço que permite responder as mesmas perguntas postas quando do uso do ACD associadas às mudanças na taxa SELIC, porém incorporando informações não somente intrínsecas ao próprio processo em questão, mas outras associadas

direta ou indiretamente, de natureza financeira ou macroeconômica, que possam ser importantes na tomada de decisão de *policy makers*, por exemplo.

Sem perda de generalidade, suponha que o intervalo de tempo seja escolhido de forma que nenhuma duração observada seja menor do que um período e que a probabilidade da ocorrência de mais de um evento em um período seja insignificante. Pode se generalizar a relação (1) conforme um *ACH* (r, m) como sendo:

$$\psi_{N(t)} = \varpi + \sum_{j=1}^m \alpha_j u_{N(t)-j} + \sum_{i=1}^r \beta_i \psi_{N(t)-i} + \delta \mathbf{Z}_{t-1}, \quad (2)$$

onde \mathbf{Z}_{t-1} corresponde a um vetor de variáveis conhecidas em $t - 1$.

A relação (1) resume um arcabouço estatístico *ad hoc* intitulado *ACD* que permite a modelagem de duração em tempo discreto de uma variável aleatória, cuja mudança, independente da magnitude ou direção, está associada ao histórico de durações observadas, além do histórico de durações esperadas pelo próprio arcabouço. A relação (2) descreve o *ACH* generaliza incorporando a possibilidade de se testar o poder explicativo individual e conjunto de variáveis observáveis exógenas à duração a ser modelada.

Um conceito muito útil e relevante nesta modelagem consiste na taxa de *Hazard* (h_t), a qual é definida como a probabilidade condicional de que a taxa de juros mude na semana t dada o conjunto de informação disponível em $t - 1$, Γ_{t-1} , sendo expressa por $h_t = P(N(t) \neq N(t-1) | \Gamma_{t-1})$.

Suponha inicialmente que a única informação que se tem até o tempo $t - 1$ sejam as datas das mudanças anteriores da taxa de juros. Dessa forma, a taxa de *Hazard* não se modificaria até que houvesse uma nova mudança na taxa de juros. A taxa de *Hazard* do modelo *ACD* ($1,1$), por exemplo, seria expressa por $h_t = 1/\psi_{N(t-1)}$. Já a respectiva taxa de *Hazard* do modelo *ACH* ($1,1$), seria dada por:

$$h_t = [\psi_{N(t-1)} + \delta \mathbf{Z}_{t-1}]^{-1} \quad (3)$$

A robustez das rotinas de maximização exige que se atenda às seguintes restrições aos parâmetros: $\alpha_j \geq 0, \beta_i \geq 0$ e $0 \leq \sum_{i=1}^r \beta_i \leq 1$, enquanto a estacionariedade está associada a $\sum_{j=1}^m \alpha_j + \sum_{i=1}^r \beta_i < 1$. No que se refere às questões associadas à estimação destes arcabouços, para um vetor de θ parâmetros, faz-se o uso corrente da função de log verossimilhança condicional dada por $L_1(\theta_1) = \sum_{t=1}^T x_t \log(h_t) + (1 - x_t) \log(1 - h_t)$, onde

x_t é uma *dummy* binária que assume o valor unitário em caso de mudança na meta da taxa em t e nulo, caso contrário.²

3.2 PREVISÃO DA MUDANÇA NA META DA TAXA SELIC: O ARCABOUÇO DE PROBIT ORDENADO

Uma vez que o arcabouço do ACH permite mensurar com que probabilidade haverá uma mudança na meta da taxa SELIC na semana seguinte e que variáveis afetam esta probabilidade, prever o valor da taxa SELIC consiste em determinar em qual direção esta mudança dar-se-á e qual sua magnitude em cada semana, estando associado a esta mudança o mesmo conjunto de variáveis utilizado no exercício empírico a cerca da probabilidade da mudança, as quais serão descritas em detalhes na seção 4.

Essas mudanças serão tidas como *marks* e a respectiva série temporal obtida a partir dos pares ordenados, *marked point process*, é tal que, a primeira coordenada corresponde aos pontos em que a taxa de juros foi modificada e a segunda coordenada corresponde ao tamanho da mudança. Assim, defina o *mark*, ou tamanho da mudança na semana em t , por y_t . O conjunto Γ_{t-1} contendo a informação disponível em $t - 1$ inclui x_{t-1} , variável associada à mudança ou não da meta da taxa, a própria ordem de grandeza desta mudança, y_{t-1} , e um vetor de variáveis que influenciam a decisão do Banco Central.

Pode se escrever a distribuição de probabilidade conjunta de x_t e y_t como:

$$f(x_t, y_t | \Gamma_{t-1}; \theta_x, \theta_y) = g(x_t | \Gamma_{t-1}; \theta_x) \cdot q(y_t | x_t, \Gamma_{t-1}; \theta_y), \quad (4)$$

onde $g(\cdot)$ corresponde à função de probabilidade de mudança associada ao modelo econométrico do ACH, enquanto $q(\cdot)$ está associado à função característica do Probit sobre a direção e a ordem de grandeza da mudança. Ambas as funções de probabilidades estão parametrizadas pelos vetores θ_x e θ_y , respectivamente.

Considerando que as mudanças nos juros, ou seja, os *marks*, ocorrem em quantidades discretas, sugere-se o uso de um modelo *ordered response* como em Hausman, Lo & MacKinlay (1992). Neste contexto, estima-se aqui o modelo Probit Ordenado, uma técnica usada no estudo empírico de variáveis dependentes que assumem apenas uma quantidade finita de valores que podem ser ordenados, a qual consiste em uma generalização do modelo de regressão linear para os casos em que a variável dependente é discreta. Este arcabouço se

² Visando maiores esclarecimento sobre a estimação do ACD, ver Engle & Russel (1998) e Pacurar (2006). Já, maiores detalhes sobre a formalização das relações entre as especificações das funções de máxima verossimilhança do ACD e o ACH podem ser vistas em Hamilton e Jordà (2002).

mostra capaz de capturar o impacto de variáveis relevantes considerando discretização e intervalos de tempo irregulares.

Seja ω_{t-1} um vetor de variáveis observadas na semana anterior a t . Assuma, por hipótese, a existência de uma variável aleatória não observável y_t^* que depende de ω_{t-1} da seguinte forma: $y_t^* = \omega_{t-1}'\varphi + \varepsilon_t$, onde $\varepsilon_t | \omega_{t-1} \sim i. i. d. N(0,1)$. Quando o Banco Central decide mudar a taxa de juros ele possui disponíveis k quantidades discretas diferentes para escolher. Defina as possíveis mudanças na meta de s_1, s_2, \dots, s_k , as quais, sem perda de generalidade, podem ser ordenadas crescentemente. Considerando $x_t = 1$, ou seja, mudança nos juros em t , a mudança observada na taxa de juros, y_t , estará relacionada com a variável aleatória não observável y_t^* assim:

$$y_t = \begin{cases} s_1, & \text{se } y_t^* \in (-\infty, c_1] \\ s_2, & \text{se } y_t^* \in (c_1, c_2] \\ \vdots & \\ s_k, & \text{se } y_t^* \in (c_{k-1}, +\infty) \end{cases}, \quad (5)$$

onde $c_1 < c_2 < \dots < c_{k-1}$ correspondem aos limites endogenamente identificados na estimação. Seja $\Phi(z)$ a função que determina a probabilidade de uma variável normal padrão assumir um valor menor ou igual a z , então neste caso, a probabilidade da taxa de juros mudar em um valor s_j é expressa por:³

$$P(y_t = s_j | x_t = 1, \omega_{t-1}) = P(c_{j-1} < \omega_{t-1}'\varphi + \varepsilon_t < c_j) = \begin{cases} \Phi(c_j - \omega_{t-1}'\varphi), j = 1 \\ \Phi(c_j - \omega_{t-1}'\varphi) - \Phi(c_{j-1} - \omega_{t-1}'\varphi), j = 2, \dots, k-1 \\ 1 - \Phi(c_j - \omega_{t-1}'\varphi), j = k-1 \end{cases} \quad (6)$$

4 EXERCÍCIO EMPÍRICO

4.1 BASE DE DADOS

A principal variável em questão consiste na Taxa SELIC adotada no Brasil. Assim, na Tabela 2, apresenta-se o calendário de mudanças da meta desta taxa, onde estão especificados o período de vigência de cada taxa, o valor da taxa, o tamanho da mudança e a duração em dias. Com relação ao aspecto frequência dos dados, assim como em Hamilton & Jordà (2002), deve se considerar uma unidade de tempo de tal forma que a probabilidade de que haja mais de uma mudança da taxa de juros nessa unidade de tempo seja realmente desprezível. É fundamental também que se atente no sentido de não escolher um intervalo de tempo muito grande para que não se perca dados importantes da amostra. Havendo no histórico a evidência

³ Para maiores detalhes sobre a estimação via máxima verossimilhança deste processo, ver Hamilton & Jordà (2002).

de que já ocorreram reuniões em intervalos de tempo inferiores a duas semanas e de que durante o período entre janeiro de 2002 e julho de 2010, o período de menor duração de uma taxa foi de 21 dias, ou seja, em nenhum momento são observadas duas mudanças na mesma semana, a unidade de tempo utilizada aqui será portanto, a semanal.

É possível observar que ao longo de quatorze anos de existência do COPOM, mais precisamente de sua primeira reunião, em 25 e 26 de junho de 1996, até a 152ª reunião nos dias 20 e 21 de julho de 2010, em média, a SELIC é mantida constante durante 52 dias corridos, quase dois meses, sendo esta duração muito volátil, com desvio padrão de cerca de quase 50 dias. Olhando as durações extremas, esta taxa já foi mantida constante durante um intervalo de até 280 dias, entre os dias 23 de julho de 2009 até 23 de abril de 2010, em que permaneceu no seu menor patamar histórico durante o período em análise, 8,75% ao ano, possivelmente motivado pela incerteza com relação à recuperação da economia pós-crise financeira, cujo estopim se deu em agosto de 2007, mas cujos efeitos reais são fortemente sentidos somente ao longo de 2008. Já entre os dias 08 e 12 de maio de 1999, a mesma foi mantida estável por apenas cinco dias corridos, em um período de instabilidade cambial.

A taxa sofreu uma variação média de 0,15%, com uma volatilidade de 7,6% e oscilações entre -6,5%, em 05 de março de 1998, até 22,25% em 31 de outubro de 1997, sendo este comportamento volátil típico apenas da década passada, sendo possível observar que a maioria das mudanças é da ordem de grandeza absoluta de 0,25%, 0,50% e 0,75% a partir de 2002. A taxa SELIC oscilou entre 8,75% e 45% ao ano, tendo assumido um valor médio de 20,20% de julho de 1996 a julho de 2010.

Tabela 2 – Calendário de Mudanças na Meta da Taxa

Período de vigência		Valor da Selic	Variação da Selic	Duração em dias	Período de vigência		Valor da Selic	Variação da Selic	Duração em dias	Período de vigência		Valor da Selic	Variação da Selic	Duração em dias
Início	Fim				Início	Fim				Início	Fim			
01/07/1996	31/08/1996	25,25	-	62	29/03/2000	20/06/2000	18,50	-0,50	84	17/02/2005	16/03/2005	18,75	0,50	28
01/09/1996	30/09/1996	25,00	-0,25	30	21/06/2000	07/07/2000	17,50	-1,00	17	17/03/2005	21/04/2005	19,25	0,50	36
01/10/1996	31/10/1996	24,25	-0,75	31	10/07/2000	19/07/2000	17,00	-0,50	10	22/04/2005	18/05/2005	19,50	0,25	27
01/11/1996	30/11/1996	23,50	-0,75	30	20/07/2000	20/12/2000	16,50	-0,50	154	19/05/2005	14/09/2005	19,75	0,25	119
01/12/1996	31/12/1996	23,00	-0,50	31	21/12/2000	17/01/2001	15,75	-0,75	28	15/09/2005	19/10/2005	19,50	-0,25	35
01/01/1997	31/01/1997	22,50	-0,50	31	18/01/2001	21/03/2001	15,25	-0,50	63	20/10/2005	23/11/2005	19,00	-0,50	35
01/02/1997	28/02/1997	22,00	-0,50	28	22/03/2001	18/04/2001	15,75	0,50	28	24/11/2005	14/12/2005	18,50	-0,50	21
01/03/1997	31/03/1997	21,50	-0,50	31	19/04/2001	23/05/2001	16,25	0,50	35	15/12/2005	18/01/2006**	18,00	-0,50	35
01/04/1997	30/10/1997	20,75	-0,75	213	24/05/2001	20/06/2001	16,75	0,50	28	19/01/2006	08/03/2006	17,25	-0,75	49
31/10/1997	30/11/1997	43,00	22,25	31	21/06/2001	18/07/2001	18,25	1,50	28	09/03/2006	19/04/2006	16,50	-0,75	42
01/12/1997	31/12/1997	41,00	-2,00	31	19/07/2001	20/02/2002	19,00	0,75	217	20/04/2006	31/05/2006	15,75	-0,75	42
01/01/1998	28/01/1998	38,00	-3,00	28	21/02/2002	20/03/2002	18,75	-0,25	28	01/06/2006	19/07/2006	15,25	-0,50	49
29/01/1998	04/03/1998	34,50	-3,50	35	21/03/2002	17/07/2002	18,50	-0,25	119	20/07/2006	30/08/2006	14,75	-0,50	42
05/03/1998	15/04/1998	28,00	-6,50	42	18/07/2002	14/10/2002	18,00	-0,50	89	31/08/2006	18/10/2006	14,25	-0,50	49
16/04/1998	20/05/1998	23,25	-4,75	35	15/10/2002	20/11/2002	21,00	3,00	37	19/10/2006	29/11/2006	13,75	-0,50	42
21/05/1998	24/06/1998	21,75	-1,50	35	21/11/2002	18/12/2002	22,00	1,00	28	30/11/2006	24/01/2007	13,25	-0,50	56
25/06/1998	29/07/1998	21,00	-0,75	35	19/12/2002	22/01/2003	25,00	3,00	35	25/01/2007	07/03/2007	13,00	-0,25	42
30/07/1998	02/09/1998	19,75	-1,25	35	23/01/2003	19/02/2003	25,50	0,50	28	08/03/2007	18/04/2007	12,75	-0,25	42
03/09/1998	16/12/1998	19,00	-0,75	105	20/02/2003	18/06/2003	26,50	1,00	119	19/04/2007	06/06/2007	12,50	-0,25	49
17/12/1998	18/01/1999	29,00	10,00	33	19/06/2003	23/07/2003	26,00	-0,50	35	07/06/2007	18/07/2007	12,00	-0,50	42
19/01/1999	04/03/1999	25,00	-4,00	45	24/07/2003	20/08/2003	24,50	-1,50	28	19/07/2007	05/09/2007	11,50	-0,50	49
05/03/1999	24/03/1999	45,00	20,00	20	21/08/2003	17/09/2003	22,00	-2,50	28	06/09/2007	16/04/2008	11,25	-0,25	224
25/03/1999	05/04/1999	42,00	-3,00	12	18/09/2003	22/10/2003	20,00	-2,00	35	17/04/2008	04/06/2008	11,75	0,50	49
06/04/1999	14/04/1999	39,50	-2,50	9	23/10/2003	19/11/2003	19,00	-1,00	28	05/06/2008	23/07/2008	12,25	0,50	49
15/04/1999	28/04/1999	34,00	-5,50	14	20/11/2003	17/12/2003	17,50	-1,50	28	24/07/2008	10/09/2008	13,00	0,75	49
29/04/1999	07/05/1999	32,00	-2,00	9	18/12/2003	17/03/2004	16,50	-1,00	91	11/09/2008	21/01/2009	13,75	0,75	133
08/05/1999	12/05/1999	29,50	-2,50	5	18/03/2004	14/04/2004	16,25	-0,25	28	22/01/2009	11/03/2009	12,75	-1,00	49
13/05/1999	19/05/1999	27,00	-2,50	7	15/04/2004	15/09/2004	16,00	-0,25	154	12/03/2009	29/04/2009	11,25	-1,50	49
20/05/1999	08/06/1999*	23,50	-3,50	20	16/09/2004	20/10/2004	16,25	0,25	35	30/04/2009	10/06/2009	10,25	-1,00	42
09/06/1999	23/06/1999	22,00	-1,50	15	21/10/2004	17/11/2004	16,75	0,50	28	11/06/2009	22/07/2009	9,25	-1,00	42
24/06/1999	28/07/1999	21,00	-1,00	35	18/11/2004	15/12/2004	17,25	0,50	28	23/07/2009	28/04/2010	8,75	-0,50	280
29/07/1999	22/09/1999	19,50	-1,50	56	16/12/2004	19/01/2005	17,75	0,50	35	29/04/2010	09/06/2010	9,50	0,75	42
23/09/1999	28/03/2000	19,00	-0,50	188	20/01/2005	16/02/2005	18,25	0,50	28	10/06/2010	28/07/2010	10,25	0,75	49

A partir de janeiro de 2002, esta mesma taxa passa assumir um valor médio de 16,55% ao ano, com um comportamento bem mais estável, sendo sua volatilidade de 4,4%, oscilando entre 8,75% e 26,50% ao ano.

No que se refere às variáveis utilizadas com suposta capacidade de influenciar as tomadas de decisões de política monetária, propõe-se uma adaptação da base usada originalmente em Hamilton & Jordá (2002). As descrições das variáveis explicativas estão reportadas na Tabela 3.

Tabela 3 - Descrição Detalhada das Variáveis Explicativas^a

Código	Descrição
Variáveis monetárias	
<i>copom</i>	Variável <i>dummy</i> que associa à ocorrência ou não de reunião do COPOM na semana corrente.
<i>di</i>	Variação da Taxa Selic definida pelo COPOM revisada semanalmente (% ao ano)
<i>m2g</i>	Taxa de crescimento do saldo final do período dos meios de pagamento amplos, M2, revisado mensalmente
Métricas de Inflação	
<i>dinf</i>	Desvio da inflação (mensurada pelo IPCA/IBGE) acumulada ao longo do ano em relação à meta de inflação vigente, revisado mensalmente (% ao ano)
<i>infac</i>	Inflação acumulada dos últimos 12 meses mensurada pelo IPCA/IBGE (% ao ano)
Métricas de Produto	
<i>dpib</i>	Desvio do Produto Interno Bruto em relação ao PIB potencial (Filtro de Hodrick-Prescott), revisado trimestralmente (% ao ano)
<i>pibg</i>	Taxa de crescimento, em relação ao respectivo período do ano anterior, associada à série trimestral acumulada ao longo do ano e dessazonalizada do Produto Interno Bruto
Contas Nacionais	
<i>expg</i>	Taxa de crescimento, em relação ao respectivo período do ano anterior, associada à série trimestral acumulada ao longo do ano e dessazonalizada das exportações
<i>impig</i>	Taxa de crescimento, em relação ao respectivo período do ano anterior, associada à série trimestral acumulada ao longo do ano e dessazonalizada das importações
<i>consg</i>	Taxa de crescimento, em relação ao respectivo período do ano anterior, associada à série trimestral acumulada ao longo do ano e dessazonalizada do consumo das famílias
Finanças Públicas	
<i>govg</i>	Taxa de crescimento, em relação ao respectivo período do ano anterior, associada à série trimestral acumulada ao longo do ano e dessazonalizada do consumo do governo
<i>govpib</i>	Dívida líquida total do Setor Público consolidado (% PIB)
Métricas de Câmbio	
<i>camm</i>	Variação cambial mensal, com base na cotação de fechamento do período da PTAX (% ao ano)
<i>cama</i>	Variação cambial anual, com base na cotação de fechamento do período da PTAX (% ao ano)
Mercado de Trabalho	
<i>des</i>	Taxa mensal de desemprego mensurada pela razão entre o total de desocupados e a população economicamente ativa
Expectativas	
<i>exp_pib</i>	Expectativa revisada trimestralmente do crescimento do PIB real para os próximos 12 meses (% ao ano)
<i>exp_inf</i>	Expectativa revisada mensalmente da inflação mensurada pelo IPCA/IBGE para os próximos 12 meses (% ao ano)

Fonte: Banco Central do Brasil

Em um exercício empírico, o ideal seria dispor de uma base de dados desagregada ao máximo e extensa o suficiente nas dimensões temporal e no corte transversal. Para a economia brasileira, tendo em vista que as séries de expectativas encontram-se disponíveis somente a partir de janeiro de 2002, optou-se por limitar este como sendo o início da amostra, sendo o mês de julho de 2010 o último. Assim, definiu-se um conjunto, com frequência semanal ao longo do período entre janeiro de 2002 até julho de 2010, mais especificamente, tendo sido a primeira semana analisada compreendida entre 03 e 09 de janeiro de 2002 e a última entre 22 e 28 de julho de 2010, em um total de 447 semanas. Todas as séries temporais utilizadas foram extraídas do Banco Central do Brasil.

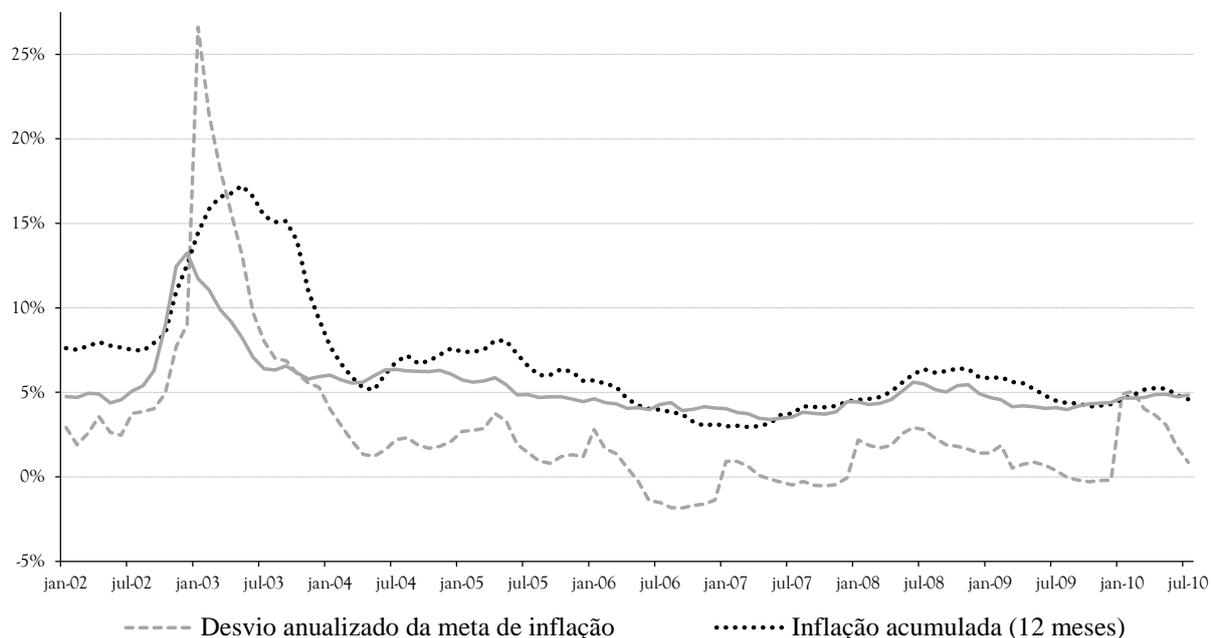
Esta adaptação para a realidade brasileira é estritamente necessária, atendo-se à disponibilidade das séries de variáveis *proxy* existentes e ampliando-se este conjunto, tendo em vista variáveis usadas em outros trabalhos empíricos recentes para o Brasil, além das análises feitas em atas públicas divulgadas após reuniões do COPOM.

Em detalhes, fez-se uso de 17 variáveis: de natureza monetária, capazes de mensurar inflação acumulada ou desvios desta em relação à meta, de métricas dessazonalizadas de PIB acumulado e desvios deste em relação ao seu valor potencial, de taxas de crescimento de agregados componentes das contas nacionais, de indicadores de finanças públicas, de variações acumuladas do mercado de câmbio, de variáveis sobre o mercado de trabalho e de séries de expectativa de produto e inflação para os próximos 12 meses.

É importante observar que os dados utilizados devem ser compatíveis com o período em que eles são divulgados para o público em geral. Por exemplo, considera-se que o IPCA de um mês qualquer é divulgado com um intervalo de nove a quinze dias corridos, segundo calendário disponível no próprio Banco Central, assim como informações sobre o mercado de trabalho, as quais são públicas somente após três semanas e as de contas nacionais em 70 dias corridos. Sendo assim, quando se estiver considerando a primeira ou a segunda semana de um determinado mês, o IPCA referente será aquele divulgado no mês anterior. Informações sobre produção, importação, consumo, exportação e gastos do governo do último trimestre de 2008, por exemplo, somente serão levadas em consideração pelo COPOM na semana compreendida entre os dias 12 e 18 de março de 2009.

Por fim, a Figura 3 reporta a evolução do IPCA, principal variável sobre a qual se acredita haver indiscutível papel nas decisões monetárias do COPOM, em suas diversas

versões, seja em desvio em relação à meta, acumulado nos últimos 12 meses, ou projetada para o ano seguinte.



^a Para o ano de 2010, o IPCA de 3,10% corresponde ao valor acumulado observado de janeiro a julho deste ano. Figura 3 - IPCA (% ao ano): desvio acumulado ao longo do ano em relação à meta de inflação, inflação acumulada nos últimos 12 meses e expectativa de inflação para os próximos 12 meses ^a

Uma primeira observação intuitiva com base nesta figura está na redução ao longo do tempo da ordem de grandeza e principalmente na oscilação da série de desvios da meta de inflação, rubrica que só passa a balizar a condução de política monetária com a adoção do Regime de Metas de Inflação. Alinhado a esta evidência, um deslocamento em um ano da série de inflação acumulada permitiria a observação da aparente relação de longo prazo entre esta série e a de expectativa, confirmando a capacidade preditiva desta série divulgada nos relatórios Focus do Banco Central.

4.2 RESULTADOS PARA O ACH

Quando da estimação de um modelo ACD ou ACH, alguns detalhes precisam ser observados, tendo em vista o *trade-off* entre a eficiência e consistência, além de hipóteses adicionais sobre o comportamento das variáveis em questão. Neste contexto, segundo Pacurar (2006), assim como em Engle & Russell (1998), Engle (2000), e Engle & Russell (2002), o arcabouço do ACD possui características comuns às observadas no arcabouço proposto em Bollerslev (1986), o *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic* (GARCH). Ou seja, o ACD é tido como a contrapartida do GARCH para dados de duração em alta frequência.

Os resultados obtidos em Lee & Hansen (1994) e Lumsdaine (1996) subsidiam que, sob condições tidas como razoáveis, as propriedades do estimador de quase máxima verossimilhança de um GARCH (1,1), tais como a obtenção de estimadores consistentes e assintoticamente normais, são mantidas para o caso de um arcabouço EACD (1,1) proposto por Engle & Russell (1998).⁴ Sob determinadas condições aceitas nesta literatura, Lee & Hansen (1994) provam um corolário que permite que o modelo ACD possa ser estimado como um GARCH, sendo necessário, para que se estime via quase máxima verossimilhança, impor restrições sobre a média condicional da variável dependente, a raiz da duração, $u_{N(t)}$.

Atendo-se ao conjunto de variáveis explicativas, decidiu-se por um procedimento no *software* Eviews do tipo *backward*, ou seja, testando as variáveis em diferentes subconjuntos com todas 17 juntamente, 16 a 16, ..., 2 a 2 e com apenas 1. Com relação às possibilidades de especificação do modelo $ACH(r,m)$, optou-se por uma vertente mais parcimoniosa, em que foram testados o $ACH(0,1)$, o $ACH(1,0)$ e o $ACH(1,1)$. Assim, como em um $GARCH(1,1)$, o qual se mostra capaz de remover a dependência nos quadrados dos retornos, um ACD ou ACH de baixa ordem também parece satisfazer este critério, no caso para dependência temporal nas durações.

Considerando-se as três especificações do ACH , em todas as estimações feitas para os conjuntos com cinco variáveis explicativas ou mais, evidenciou-se haver uma insignificância de todos os parâmetros estimados, com valores entre -1.030 e -1.060 para o log da estatística de verossimilhança. Para praticamente todos os conjuntos testados, esta métrica assumiu valores consideravelmente superiores em módulo quando do uso da especificação $ACH(1,1)$.

Assim como em Hamilton & Jordà (2002), apenas estimações contendo pequenos grupos de variáveis, dentre as quais, a inflação acumulada (*infac*), a expectativa de inflação (*expinf*), a ocorrência de reunião do COPOM (*COPOM*) e o crescimento na emissão de M2 (*m2g*), apresentaram significância dos coeficientes quando do uso das especificações $ACH(1,0)$ o $ACH(0,1)$. Limitando-se, portanto, somente às especificações em que houve significância de todos os coeficientes, e na sequência optando-se pela modelagem com o maior valor da estatística de verossimilhança em log, definiu-se pela especificação em que apenas a ocorrência de reunião do COPOM foi considerada como relevante em um arcabouço do $ACH(1,0)$, conforme os resultados listados na Tabela 4.

⁴ O termo EACD se refere a um ACD em que a função de distribuição de probabilidade é exponencial.

A estimação do parâmetro α o qual se mostrou insignificante a 5% para a maioria das especificações, sugere um grau desprezível de persistência na correlação serial das durações, enquanto o β associado à defasagem $\psi_{N(t)-i}$ com um valor de em 0,875 permite evidenciar que a condição de estacionariedade seja satisfeita, assim como as restrições impostas às rotinas de maximização numérica já apresentadas.

O valor para a *hazard rate* sem levar em conta a instrumentalização, seria de 16,55%, enquanto ao se incorporar a ocorrência de reuniões do COPOM, única variável explicativa relevante no arcabouço mais bem especificado, a *hazard rate* dada pela relação (3) seria dada 21,23%. Caracteriza-se assim um aumento esperado e intuitivo na probabilidade de haver mudança na SELIC em semanas com reunião do COPOM vis-à-vis semanas sem a realização de tais reuniões. Este é um aumento de probabilidade, cuja magnitude parece ser mais baixa que a esperada, mas não necessariamente desprezível.

Tabela 4 - Estimação do Arcabouço ACH (1,0) Durante o Período de Janeiro de 2002 a Julho de 2010^{a, b}

$ACH(r, m): \quad \psi_{N(t)} = \varpi + \sum_{j=1}^m \alpha_j u_{N(t)-j} + \sum_{i=1}^r \beta_i \psi_{N(t)-i} + \delta z_{t-1}$				
Parâmetro	Variável	Valor estimação	Erro padrão	P-valor
β	$\psi_{N(t)-1}$	0,875*	0,264	0,001
ϖ	constante	1,334*	0,557	0,017
δ_c	$COPOM_{N(t)}$	-1,334*	0,256	0,000

^a Log da estatística de verossimilhança = -1.035,108. ^b Definição das variáveis explicativas: $COPOM_{N(t)}$ corresponde à variável *dummy* que associa à ocorrência ou não de reunião do COPOM na semana corrente. * Parâmetro significativo a 5%.

É importante observar que não há mudanças na meta da SELIC por parte do Banco Central do Brasil, a partir de 1998, sem que se esteja em uma semana com reunião deste comitê, diferentemente dos anos anteriores, em que todas as mudanças observadas nos anos de 1996 e 1997 se deram uma ou duas semanas após a semana da realização da reunião.

Com relação aos testes de diagnóstico tidos como padrão neste tipo de modelagem estatística, há violação das hipóteses de gaussianidade e homocedasticidade dos resíduos, o que pode interferir na eficiência da estimação, sendo, no entanto, comuns na literatura afim.

4.3 RESULTADOS PARA O PROBIT

A maioria das mudanças adotadas para a meta da SELIC foi da ordem de grandeza absoluta de 0,25%, 0,50% e 0,75%, principalmente a partir de 2002. Assim, fez-se a escolha de *marks*, ou mudanças teóricas possíveis dos juros escolheu-se de 0,25%, assim como sugerido em Hamilton & Jordà (2002), porém, sendo possível uma amplitude um pouco

maior: 3 *marks* para cima ou para baixo, ou seja, variando de -0,75% até +0,75%. Todas as reduções com ordem de grandeza superior 0,75% são contabilizadas em uma mesma categoria, assim como todas as elevações superiores a 0,75%, independente do valor em si, se 1,0% ou 2,0%, por exemplo.

Para que se possa determinar os intervalos correspondentes a cada possível variação na mudança da taxa de juros, as variáveis explicativas utilizadas no modelo Probit foram exatamente as mesmas do exercício descrito na subseção anterior, reportadas na Tabela 3.

De acordo com os resultados, foram significativos a 5% os coeficientes associados às variáveis explicativas apenas quando das estimações de arcabouços parcimoniosos contendo: o crescimento do gasto do governo (*govg*), o desvio do PIB em relação ao PIB potencial (*dpib*) e as expectativas de inflação (*expinf*) e do PIB (*exppib*), ambas para os próximos 12 meses. Todas as demais variáveis isolada ou conjuntamente se mostraram insignificantes. Porém, atendo-se à especificação com maior valor para a estatística de verossimilhança, evidenciou-se a relevância com significância a 1 % individual e conjuntamente das variáveis que mensuram as duas séries de expectativa e o crescimento do gasto do governo, apenas. Os resultados deste arcabouço estão reportados na Tabela 5.

Tabela 5 - Estimação do Modelo Probit Durante o Período de Janeiro de 2002 a Julho de 2010^{a, b}

Função de log verossimilhança condicional dos *marks* :

$$L_y(\theta_y) = \sum_{t=1}^T x_t \cdot P(y_t | \omega_{t-1}; \theta_y), \theta_y = (\varphi', c_1, c_2, \dots, c_{k-1})$$

Variáveis explicativas				
Parâmetro	Variável	Valor estimação	Erro padrão	P-valor
φ_{ep}	<i>exp_pib</i> _{N(t)-1}	0,310	0,089	0,001
φ_{ei}	<i>exp_inf</i> _{N(t)-1}	0,199	0,043	0,000
φ_g	<i>gov_g</i> _{N(t)-1}	0,156	0,047	0,001

Teste de Wald ($\varphi_{ep} = 0, \varphi_{ei} = 0, \varphi_g = 0$) : Estat. F = 13,154 (P-valor = 0,000)

Limites de variação percentual anual na taxa de juros SELIC			
Limite	Valor estimação	Erro padrão	P-valor
c ₁	0,499*	0,438	0,255
c ₂	0,861	0,434	0,047
c ₃	1,028	0,433	0,018
c ₄	4,495	0,513	0,000
c ₅	4,581	0,516	0,000
c ₆	4,949	0,530	0,000

Teste de Wald ($c_i = 0, i = 1, \dots, 6$) : Estat. F = 87,874 (P-valor = 0,000)

^a Log da estatística de verossimilhança = -238,952. ^b Definição das variáveis explicativas: *exp_pib*_{N(t)-1} corresponde à expectativa revisada trimestralmente do crescimento do PIB real para os próximos 12 meses, *exp_inf*_{N(t)-1} corresponde à expectativa revisada

mensalmente da inflação mensurada pelo IPCA/IBGE para os próximos 12 meses, enquanto $gov_g_{N(t)-1}$ corresponde à taxa de crescimento, em relação ao respectivo período do ano anterior, associada à série trimestral acumulada ao longo do ano e dessazonalizada do consumo do governo. Todas estas séries foram extraídas do Banco Central do Brasil.

* Parâmetro não significativo a 5%.

Intuitivamente, evidencia-se que aumentos em qualquer uma destas variáveis em questão implica no aumento esperado da taxa SELIC, sendo o arcabouço mais sensível à previsão de produção, cujo valor médio ao longo do período foi de 3,39% ao ano, com um coeficiente de 0,31.

A sensibilidade à inflação esperada, cuja média foi de 5,31% ao ano, foi de 0,2, enquanto o parâmetro associado aos gastos do governo (média de 3,11% ao ano) foi de 0,16. Mais interessante ainda, sob o arcabouço de Probit ordenado usado com frequência semanal, durante o período de janeiro de 2002 a julho de 2010, o COPOM parece ter uma característica *forward-looking* no que se refere à produção e inflação do país, sendo importante o equilíbrio aparentemente ausente nos últimos anos entre políticas fiscal e monetária, uma vez que o aumento dos gastos do Tesouro Nacional estaria também pressionando o Banco Central a adotar uma política monetária contracionista. Exceto pelo c_1 , todos os demais coeficientes foram individualmente significantes a 5%, resultado corroborado quando do Teste de Wald para os seis coeficientes conjuntamente. Novamente, há rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos, gerando estimadores possivelmente menos eficientes.

4.5 RESULTADOS DA PREVISÃO

A Figura 4 ilustra a performance do exercício de previsão da SELIC um período à frente, durante o período de janeiro de 2002 a julho de 2010, sendo o modelo usado apenas quando da previsão da SELIC em semanas em que ocorrerá reunião do COPOM, minimizando o erro associado ao modelo que permite mudanças em semanas sem reunião. Com base nas séries temporais da SELIC (cinza) e da previsão pelo arcabouço estatístico estimado neste trabalho (preto pontilhado), obteve-se um erro de previsão da ordem de 0,3358%.

Há uma dificuldade em estabelecer comparações com resultados obtidos para a economia brasileira, tendo em vista não serem tão válidas ou informativas comparações com resultados trimestrais, por exemplo. Mesmo não se tratando de um referencial adequado teoricamente, o erro aqui obtido foi inferior a 0,3421% obtido quando do uso da estratégia de se usar sempre o último valor da SELIC, como previsão. Estes resultados são

quantitativamente e qualitativamente robustos ao cenário de se usar o modelo todas as semanas, independente de ter ou não reunião do COPOM.

Em trinta e cinco das cinquenta e seis mudanças da meta da taxa SELIC realizadas pelo COPOM, o modelo sugeriu corretamente a direção da mudança, sendo em geral a ordem de grandeza da mudança inferior à de fato praticada pelo COPOM. Em 30 reuniões onde não houve alteração da taxa, o modelo previu mudanças em direções, as quais seriam, na sua maioria, observadas em reuniões futuras, caracterizando o Banco Central idealizado pelo modelo, como sendo mais sensível às variações macroeconômicas e financeiras, reagindo com mais frequência e em menor intensidade que na prática, porém alinhados na natureza contracionista ou expansionista da política monetária.

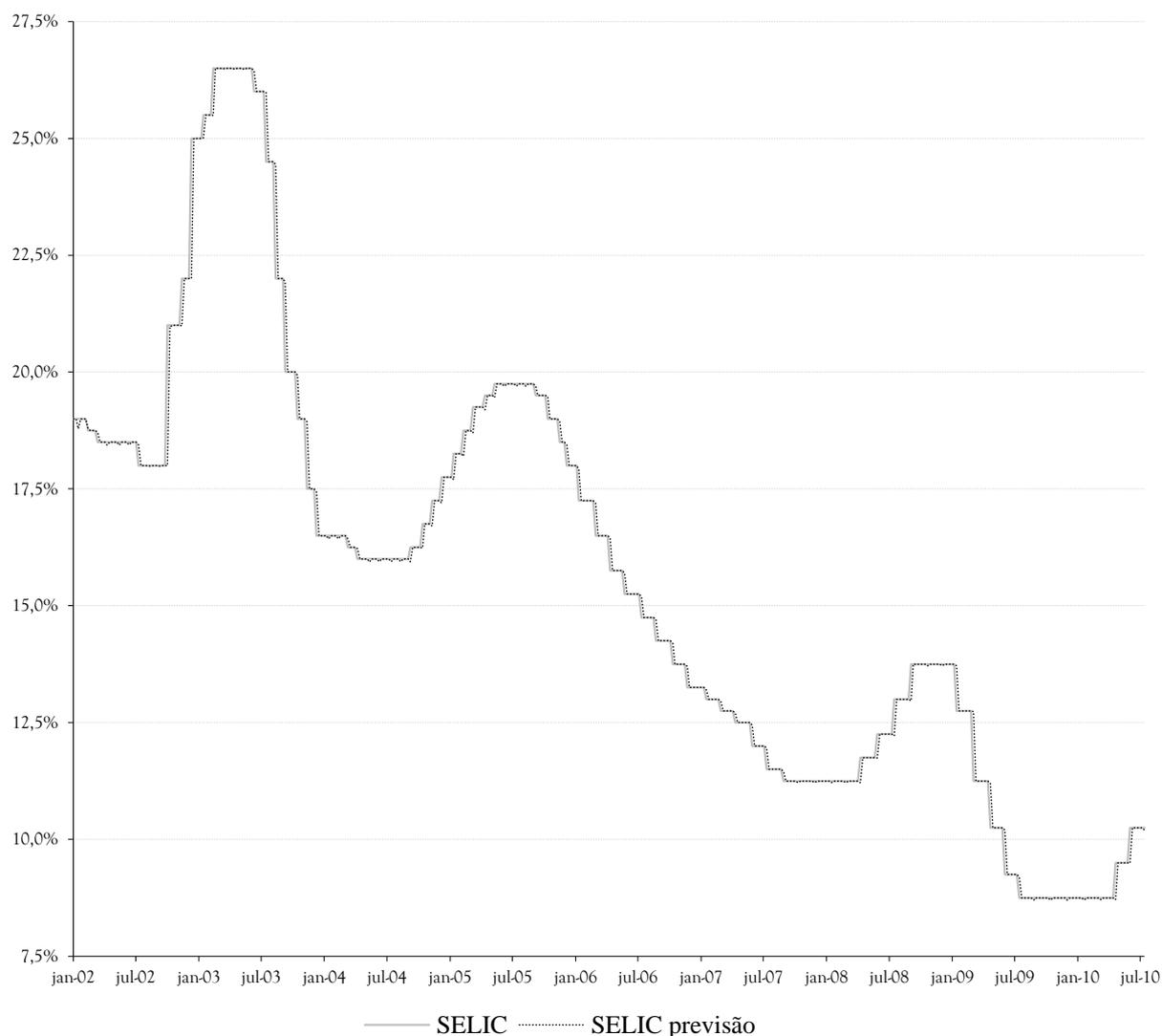


Figura 4 - Previsão *in-sample* um período à frente da Taxa SELIC com base nos modelos ACH e Probit Ordenado durante o período de janeiro de 2002 a julho de 2010

5 CONCLUSÕES

O objeto de interesse deste artigo é uma consequência da política monetária em vigor após o Plano Real em 1994, período em que o Brasil experimenta um cenário econômico de estabilidade, com evolução controlada dos preços. Assim, seguindo metodologicamente Hamilton & Jordà (2002), com o intuito de modelar e compreender a reação do Banco Central na decisão da taxa de juros SELIC, os principais resultados obtidos, sugerem que o comitê responsável pela política monetária do Brasil parece possuir comportamento *forward-looking* no que se refere à produção e inflação vigentes no país, além de se preocupar com o equilíbrio aparentemente ausente nos últimos anos entre políticas fiscal e monetária, uma vez que o aumento dos gastos do Tesouro Nacional estaria também pressionando o Banco Central a adotar uma política monetária contracionista. Em partes, esta evidência sobre o viés *forward-looking* corrobora Caetano *et al.* (2011), segundo os quais, o COPOM consideraria variáveis como o desvio das expectativas de inflação doze passos à frente em relação à meta, o índice de confiança do consumidor, a taxa de juros defasada, além da razão superávit primário do setor público/PIB e o emprego formal.

De acordo com os exercícios de previsão dentro da amostra, a autoridade monetária brasileira na prática estaria alinhada com a descrita pelo modelo teórico aqui proposto, sendo, no entanto, esta mais sensível às variações macroeconômicas e financeiras, reagindo com mais frequência e em menor intensidade que se observa realmente. Novamente, o resultado corrobora as evidências obtidas em Caetano *et al.* (2011), os quais sugerem que haver um elevado grau de “conservadorismo” na tomada de decisões do COPOM.

REFERÊNCIAS

BACEN. Banco Central do Brasil. **Atas das reuniões do COPOM.**

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, 1986.

BONOMO, M.; BRITO, R. (2002). Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, 2002.

BONOMO, M.; CARRASCO, V.; MOREIRA, H. Aprendizado evolucionário, inércia inflacionária e recessão em desinflações monetárias. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, 2003.

CAETANO, S.; SILVA JUNIOR, G.; CORRÊA, W. Abordagem discreta para a dinâmica da taxa SELIC-meta. **Economia Aplicada**, v. 15, 2011.

ENGLE, R. The econometrics of ultra high frequency data. **Econometrica**, v. 68, 2000.

ENGLE, R.; RUSSEL, J. Forecasting the frequency of changes in quoted foreign exchange prices with the autoregressive conditional duration model. **Journal of Empirical Finance**, v. 12, 1997.

_____.; _____. Autoregressive conditional duration: a new model for irregularly spaced transaction data. **Econometrica**, v. 66, 1998.

_____.; _____. Analysis of high frequency data. In: AIT-SAHALIA, A.; HANSEN, L. P. (Eds.). **Handbook of financial econometrics**. North-Holland: Elsevier, 2002.

Ferreira, A.; Jayme Junior, F. As Metas de Inflação e Vulnerabilidade Externa no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 33., 2005, Natal (RN). **Anais...** Natal: ANPEC, 2005.

HAMILTON, J.; JORDÀ, O. A model of the federal funds rate target. **The Journal of Political Economy**, v. 110, 2002.

HAUSMAN, J.; LO, A.; MACKINLEY, A. An ordered probit analysis of transaction stock prices. **The Journal of Financial Economics**, v. 31, 1992

HOLANDA, F. Inflação, indexação e orçamento do governo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 41, 1987.

_____. Plano Collor: um golpe de mestre contra a inflação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 45, 1991.

LEE, S.; HANSEN, B. Asymptotic theory for the GARCH(1,1) quasi-maximum likelihood estimator. **Econometric Theory**, v. 10, 1994.

LUMSDAINE, R. Consistency and asymptotic normality of the quasi-maximum likelihood estimator en IGARCH (1,1) and covariance stationary GARCH(1,1) models. **Econométrica**, v. 64, 1996.

MANKIWI, N. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. **NBER working paper n. 7884**, 2000.

PACURAR, M. Autoregressive conditional duration models in finance: a survey of the theoretical and empirical literature. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, 2008.

PASTORE, A.; PINOTTI, M. Inflação e estabilização: algumas lições da experiência brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, 1999.

PORTUGAL, M.; SILVA, E. Central Bank preferences and monetary rules under the inflation targeting regime in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, 2009.

TELES, V.; NEMOTO, J. O regime de metas de inflação do Brasil é crível? **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, 2005.